

**КИЇВСЬКИЙ НАЦІОНАЛЬНИЙ УНІВЕРСИТЕТ
ІМЕНІ ТАРАСА ШЕВЧЕНКА
МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ І НАУКИ УКРАЇНИ**

Кваліфікаційна наукова
праця на правах рукопису

ГАЛУШКО ОЛЕКСАНДР ІГОРОВИЧ

УДК: 519.876: 612.329: 612. 33

**ДИСЕРТАЦІЯ
МАТЕМАТИЧНІ МЕТОДИ АНАЛІЗУ ТА ПРОГНОЗУВАННЯ
ФУНКЦІЇ ШЛУНКОВО-СТРАВХІДНОГО З'ЄДНАННЯ**

Спеціальність 113 – Прикладна математика

Галузь знань 11 - Математика та статистика

Подається на здобуття наукового ступеня доктора філософії

Дисертація містить результати власних досліджень. Використання ідей, результатів і текстів інших авторів мають посилання на відповідне джерело _____ **О. І. ГАЛУШКО**

Науковий керівник: член-кореспондент НАН України, доктор фізико-математичних наук, професор, завідувач кафедри теоретичної та прикладної механіки механіко-математичного факультету Київського національного університету імені Тараса Шевченка **ЖУК Ярослав Олександрович**

КИЇВ – 2026

АНОТАЦІЯ

Галушко О. І. Математичні методи аналізу та прогнозування функції шлунково-стравохідного з'єднання. – Рукопис.

Дисертація на здобуття наукового ступеня доктора філософії за спеціальністю 113 – прикладна математика – Київський національний університет імені Тараса Шевченка МОН України, Київський національний університет імені Тараса Шевченка МОН України, Київ, 2026.

Дисертаційна робота присвячена побудові математично формалізованого підходу до аналізу та прогнозування функціонального стану шлунково-стравохідного з'єднання з метою об'єктивізації процесу визначення показань до імплантації діагностичних і терапевтичних ендоскопічних пристроїв. Дослідження виходить із положення, що клінічне рішення в цій галузі формується в умовах багатопараметричності, взаємозалежності ознак та відсутності явних порогових критеріїв, що зумовлює необхідність переходу від описових підходів до математичного моделювання.

Обґрунтовано актуальність задачі з позицій прикладної математики та визначено напрям дослідження як необхідність побудови відображення між багатовимірним простором параметрів функціонального стану системи та формалізованим рішенням. Наголошено, що постановка задачі ґрунтується на розгляді шлунково-стравохідного з'єднання не як окремого анатомічного об'єкта, а як функціональної системи, стан якої може бути описаний у багатовимірному просторі кількісних параметрів. Це уможливорює застосування методів багатовимірного аналізу та математичного моделювання. Охарактеризовано опосередкований характер впливу параметрів на прийняття рішення, як-от: жоден з параметрів не визначає результату самотійно, а рішення формується як наслідок їх узгодженої взаємодії. Це зумовлює необхідність відмови від одновимірних порогових критеріїв і переходу до агрегованих математичних моделей. Наголошено про існування латентної структури у просторі параметрів, що проявляється у перебудові кореляційних зв'язків між змінними та потребує використання

методів зниження розмірності й узагальнення інформації. Акцентовано увагу, що нелінійний характер функції прийняття рішення обґрунтовує застосування моделей нелінійної апроксимації. Функціональний стан шлунково-стравохідного з'єднання подано як параметризовану систему, що допускає опис у вигляді вектора в евклідовому просторі, координатами якого є кількісні морфометричні, ендоскопічні та функціональні характеристики. Це дозволяє застосувати апарат багатовимірного аналізу, статистичного моделювання та методів машинного навчання.

На першому етапі сформовано методологічну основу дослідження шляхом аналізу сучасних математичних підходів до задач класифікації та прогнозування в прикладних системах. Обґрунтовано доцільність використання інтерпретованих імовірнісних моделей для формалізації клінічних рішень, методів зниження розмірності для виявлення прихованої структури простору параметрів та нелінійних апроксиматорів для моделювання складних взаємодій між змінними. У результаті сформовано єдину концепцію математичного опису функції шлунково-стравохідного з'єднання як відображення між просторами різної розмірності. Здійснено кількісний аналіз структури простору параметрів, що описують функціональний стан системи.

На другому етапі досліджено статистичні властивості змінних, характер їх розподілів і взаємозв'язків, а також тенденції зміни параметрів, які супроводжують формування показань до імплантації. Виявлено, що рішення не визначається ізольованими ознаками, а формується внаслідок узгоджених змін груп параметрів, що проявляється у перебудові кореляційної структури простору. Отримані результати створюють математично обґрунтовану основу для переходу від емпіричного опису до формалізованого моделювання.

У процесі дослідження реалізовано етап формування та синтезу математичних моделей прогнозування. Побудовано логістичну регресійну модель, у якій показання до імплантації представлені як імовірнісна функція багатовимірного простору параметрів. Для узагальнення інформації та

зменшення розмірності застосовано факторне моделювання з подальшою побудовою факторно-категоріальної схеми стратифікації ризику. З метою врахування нелінійних залежностей між параметрами використано нейромережеву модель прямого поширення. Проведено узгодження та порівняння моделей за критеріями точності, стабільності та інтерпретованості, що дозволило визначити їх функціональні ролі у загальній схемі прийняття рішень.

Результатом дисертаційного дослідження є розроблення інтегрованого алгоритму підтримки прийняття рішень, що забезпечує формалізований перехід від багатовимірного простору параметрів до функції прийняття рішення та її реалізації. Алгоритм відтворює процес формування клінічного рішення у вигляді формалізованої обчислювальної процедури та забезпечує стандартизацію і відтворюваність визначення показань до імплантації. Доведено, що запропонований математичний підхід дозволяє розглядати функцію шлунково-стравохідного з'єднання як об'єкта прикладного математичного аналізу, а процес прийняття рішень – як задачу прогнозування у багатовимірному просторі параметрів. Отримані результати підтверджують можливість ефективного застосування методів прикладної математики для формалізації складних рішень у реальних прикладних системах. Наголошено про необхідність розглядати клінічне рішення як результат відтворюваного обчислювального процесу, що ґрунтується на методах статистичного аналізу, математичного моделювання та машинного навчання. Доведено, що інтеграція запропонованих моделей у єдиний алгоритм забезпечила створення системи підтримки прийняття рішень, що поєднує точність, інтерпретованість, оперативність і відповідність умовам реальної клінічної практики.

Ключові слова: *математичне моделювання, шлунково-стравохідне з'єднання, пролабування, логістична регресія, факторна модель, категоріальна регресія, нейронна мережа, прогнозування, алгоритм клінічного прийняття рішень.*

ABSTRACT

Halushko O. I. Mathematical Methods for the Analysis and Prediction of the Function of the Gastroesophageal Junction. – Manuscript.

Dissertation for the degree of Doctor of Philosophy (PhD) in Specialty 113 – Applied Mathematics – Taras Shevchenko National University of Kyiv, Ministry of Education and Science of Ukraine, Taras Shevchenko National University of Kyiv, Kyiv, 2026.

The dissertation is devoted to the development of a mathematically formalized approach to the analysis and prediction of the functional state of the gastroesophageal junction, aimed at objectifying the process of determining indications for the implantation of diagnostic and therapeutic endoscopic devices. The study is based on the premise that clinical decision-making in this field is conducted under conditions of high dimensionality, interdependence of features, and the absence of explicit threshold criteria, which necessitates a transition from descriptive approaches to mathematical modeling.

The relevance of the problem is substantiated from the standpoint of applied mathematics, and the research direction is defined as the construction of a mapping between the multidimensional parameter space describing the functional state of the system and a formalized decision. It is emphasized that the problem formulation is based on considering the gastroesophageal junction not as an isolated anatomical structure but as a functional system whose state can be described within a multidimensional space of quantitative parameters. This enables the application of methods of multivariate analysis and mathematical modeling. The indirect nature of the influence of individual parameters on decision-making is characterized, namely, that no single parameter independently determines the outcome, while the decision is formed as a result of their coordinated interaction. This necessitates abandoning one-dimensional threshold criteria in favor of aggregated mathematical models. The existence of a latent structure in the parameter space is highlighted, manifested through the restructuring of correlation relationships among variables and requiring the use of dimensionality reduction and information generalization methods.

Attention is drawn to the nonlinear nature of the decision function, which justifies the use of nonlinear approximation models. The functional state of the gastroesophageal junction is represented as a parameterized system that can be described as a vector in Euclidean space, whose coordinates correspond to quantitative morphometric, endoscopic, and functional characteristics. This allows the application of multivariate analysis, statistical modeling, and machine learning methods.

At the first stage, a methodological framework of the study was established through an analysis of contemporary mathematical approaches to classification and prediction problems in applied systems. The appropriateness of using interpretable probabilistic models for formalizing clinical decisions, dimensionality reduction methods for revealing the hidden structure of the parameter space, and nonlinear approximators for modeling complex interactions among variables is substantiated. As a result, a unified concept of mathematical description of the gastroesophageal junction function as a mapping between spaces of different dimensionality was developed. A quantitative analysis of the structure of the parameter space describing the functional state of the system was performed.

At the second stage, the statistical properties of the variables, the nature of their distributions and interrelationships, as well as trends in parameter changes accompanying the formation of implantation indications were investigated. It was shown that the decision is not determined by isolated features but is formed as a result of coordinated changes in groups of parameters, manifested through a restructuring of the correlation structure of the space. The obtained results provide a mathematically grounded basis for transitioning from empirical description to formalized modeling.

During the study, a stage of formation and synthesis of predictive mathematical models was implemented. A logistic regression model was constructed in which implantation indications are represented as a probabilistic function of a multidimensional parameter space. To generalize information and reduce dimensionality, factor modeling was applied, followed by the development

of a factor–categorical risk stratification scheme. To account for nonlinear dependencies among parameters, a feedforward neural network model was employed. The models were aligned and compared according to criteria of accuracy, stability, and interpretability, which made it possible to determine their functional roles within the overall decision-making framework.

The result of the dissertation research is the development of an integrated decision support algorithm that provides a formalized transition from a multidimensional parameter space to a decision function and its implementation. The algorithm reproduces the process of clinical decision formation as a formalized computational procedure and ensures standardization and reproducibility in determining indications for implantation. It is demonstrated that the proposed mathematical approach allows the function of the gastroesophageal junction to be considered an object of applied mathematical analysis, while the decision-making process is treated as a prediction problem in a multidimensional parameter space. The obtained results confirm the feasibility of effective application of applied mathematics methods for formalizing complex decisions in real-world applied systems. It is emphasized that clinical decision-making should be regarded as the outcome of a reproducible computational process based on methods of statistical analysis, mathematical modeling, and machine learning. It is shown that the integration of the proposed models into a unified algorithm enables the creation of a decision support system that combines accuracy, interpretability, operational efficiency, and compliance with the constraints of real clinical practice.

Keywords: *mathematical modeling, gastroesophageal junction, prolapse, logistic regression, factor model, categorical regression, neural network, prediction, clinical decision support algorithm.*

ЗМІСТ

ВСТУП	9
РОЗДІЛ 1_ОГЛЯД ЛІТЕРАТУРИ ЗА ТЕМОЮ ДИСЕРТАЦІЇ	22
1.1. Теоретико-методологічні засади математичного та статистичного аналізу пролабування стравоходу	23
1.2. Огляд математичних моделей в медичній практиці для задач класифікації	34
1.3. Висновки до розділу 1	41
Список використаних джерел до розділу 1	42
РОЗДІЛ 2_ПРИКЛАДНЕ СТАТИСТИЧНЕ ОЦІНЮВАННЯ ЗВ'ЯЗКІВ МІЖ ЗМІННИМИ У МОДЕЛІ ПРОЛАБУВАННЯ	51
2.1. Аналіз описових статистик змінних для моделей імплантації діагностичних систем у пацієнтів із патологією шлунково-стравохідного з'єднання.....	52
2.2. Аналіз розподілів та кореляційної структури змінних.....	71
2.3. Застосування непараметричних методів до оцінки змін до і після лікування.....	86
Висновок до розділу 2.....	108
Список використаних джерел до розділу 2	111
РОЗДІЛ 3_МАТЕМАТИЧНЕ МОДЕЛЮВАННЯ ПОКАЗАНЬ ДО ІМПЛАНТАЦІЇ ПРИСТРОЇВ ПРИ ПАТОЛОГІЇ ШЛУНКОВО-СТРАВОХІДНОГО ПЕРЕХОДУ	115
3.1. Прогностична модель логістичної регресії для оцінки показань до лікувальної імплантації.....	116
3.2. Інтегрована модель факторного відбору та категоріальної регресії для прогнозування рівня ризику імплантації	129
3.3. Нейромережева модель прогнозування рівня ризику імплантації	146
3.4. Практичне застосування моделей: визначення ключових показників, вплив на рішення про імплантацію та інтеграція моделей у клінічні протоколи	160
Висновки до розділу 3	167
Список використаних джерел до розділу 3	172
ВИСНОВКИ	177
ДОДАТКИ.....	176

ВСТУП

Обґрунтування вибору теми дисертаційного дослідження. У дисертаційній роботі основну увагу зосереджено на побудові та аналізі прикладно-математичних моделей і алгоритмів для формалізації, аналізу та прогнозування станів складних реальних систем у багатовимірному просторі параметрів, статистичної невизначеності, нелінійності взаємозв'язків і неможливості прямого експериментального відтворення. У таких системах математичне дослідження спрямоване не на аналіз окремих змінних, а на побудову узгодженого процесу перетворення багатовимірних даних у формалізовану функцію прийняття рішення, реалізовану у вигляді моделі або алгоритму. До класу таких складних систем належить шлунково-стравохідне з'єднання, функціональний стан якого визначається взаємодією анатомічних структур, морфометричних характеристик, ендоскопічних ознак і функціональних параметрів. Сучасна ендоскопія демонструє значний прогрес у методах діагностики цього сегмента, однак водночас детермінує нову методологічну проблему: зростання обсягу та складності діагностичних даних не супроводжується адекватною математичною формалізацією процесу прийняття клінічних рішень.

Вибір теми дисертаційного дослідження зумовлений саме цією суперечністю між високим рівнем інструментальної деталізації стану шлунково-стравохідного з'єднання та відсутністю єдиного формалізованого, відтворюваного і математично обґрунтованого алгоритму оцінювання ризику та визначення показань до імплантаційних ендоскопічних втручань. У сучасній клінічній практиці рішення ґрунтується на поєднанні окремих морфологічних і функціональних ознак, консенсусних рекомендацій та експертного досвіду, що робить його істотно варіабельним і складним для стандартизації. Функціональні порушення шлунково-стравохідного з'єднання мають багатопараметричну природу. Задача їх ідентифікації та стратифікації з математичної точки зору зводиться до аналізу вектора кількісних і категоріальних ознак у багатовимірному просторі, для якого не існує явних

одновимірних порогових критеріїв. Одна й та сама ознака може мати різну діагностичну або прогностичну значущість залежно від поєднання з іншими параметрами, що підтверджується сучасними підходами до діагностики гастроєзофагеальної рефлюксної хвороби. Анатомо-фізіологічні результати дослідження шлунково-стравохідного з'єднання (P. Kahrilas, J. Pandolfino, A. Shafik, I. Shafik, O. El-Sibai та ін.) демонструють складність діафрагмальних структур, кардіальної зони та сфінктерних механізмів, що формують функцію цього сегмента як цілісної системи [P1:22; P1:47]. Така системність означає, що функціональний стан не може бути адекватно описаний окремими ізольованими параметрами, а потребує аналізу узгодженої сукупності ознак.

Особливої уваги потребує феномен пролабування слизової оболонки шлунка. У клінічній літературі, зокрема у працях H. Shepherd, J Harvey, A. Jackson [P1:48] та J. Kim, B. Kim, J. Ji, H. Choi та ін. [P2:13], він розглядається як синдром або як потенційний предиктор патологічного кислотного рефлюксу, проте його параметризація залишається неоднозначною, що ускладнює включення цього феномена в формалізовані алгоритми оцінки ризику. Сучасні ендоскопічні дослідження слизової оболонки шлунково-стравохідного з'єднання представлені у працях K. Goda [P1:11] та F. Emura [P2:3], забезпечують високий рівень деталізації діагностичних даних, однак потребують математичного узагальнення для переходу від детального морфологічного опису до формалізованого клінічного рішення. Аналогічно, методи інструментальної діагностики моторних порушень і стандартизовані процедури езофагогастроуденоскопії генерують структуровані масиви даних, які не можуть бути адекватно інтерпретовані без статистичного та модельованого опрацювання.

Додатковою складністю є істотна міжіндивідуальна варіативність клінічних і ендоскопічних ознак, а також залежність їх діагностичної ваги від модифікуючих факторів, зокрема статі та гендеру. Це робить некоректним застосування фіксованих порогових значень і підсилює необхідність аналізу в багатовимірному просторі ознак. Стандартизовані класифікаційні схеми

забезпечують відтворюваність опису, однак не задають універсального математичного відображення, яке переводило б вектор параметрів у кількісну функцію ризику або формалізоване правило прийняття рішення.

Методологічний апарат прикладної математичної статистики є ключовим для формування емпіричного етапу дослідження. Описова статистика, перевірка гіпотез, аналіз асоціацій, непараметричні процедури та контроль множинних порівнянь, зокрема у працях D. Montgomery, G. Runger [P2:15], R. Van den Berg [P2:20] та P. Westfall та ін. [P2:21], дозволяють сформувати статистично узгоджений простір параметрів. Для багатовимірних медичних даних зі змішаними типами змінних обґрунтованим є застосування методів кластеризації та високовимірної статистики, представлених у роботах J. Bacher та ін. [P2:1] та C. Giraud [P2:4], з метою виявлення структурних профілів функціонального стану.

Перехід від опису до прогнозування потребує формалізованих моделей прийняття рішення. Логістична регресія є методологічно усталеним інструментом для моделювання бінарних клінічних результатів; в умовах медичних даних із нестабільними оцінками та рідкісними подіями доцільним є використання процедур зменшення систематичного зміщення, розроблених D. Firth [P3:7] та G. Heinze та ін. [P3:9]. Методи факторного аналізу, зокрема у працях K. Backhaus та ін. [P3:3] та A. Yong, S. Pearce [P3:31], забезпечують зменшення розмірності та перехід до латентних компонентів, а категоріальна регресія [P3:12; P3:15] дозволяє коректно поєднувати числові, порядкові та номінальні змінні.

Складні нелінійні взаємодії між параметрами обґрунтовують застосування нейромережових моделей, представлених у дослідженнях Z. Amiri та ін. [P3:2] та R. Shirwaikar et al. [P3:25]. У роботах Y. Nazari [P3:19] додатково підтверджується релевантність нейромережевого компонента в інтегрованих системах прийняття рішень щодо імплантацій. Наявність рН-капсульних і мультиканальних діагностичних технологій, що генерують

багатовимірні сигнали, та створює необхідність у математичній інтеграції таких даних у прогностичні моделі.

Отже, за наявності розвинених засобів клінічної та інструментальної оцінки стану шлунково-стравохідного з'єднання і широкого впровадження ендоскопічних та імплантаційних технологій, відсутня математично формалізована та алгоритмічно реалізована процедура перетворення багатовимірних даних у стандартизоване рішення щодо показань і рівнів ризику. Таким чином, вибір теми дослідження зумовлений науковою потребою розроблення прикладно-математичного підходу до формалізації процесу прийняття рішень у складних системах на основі багатовимірних даних. Дисертація спрямована на побудову математично узгодженої схеми, у якій простір параметрів, оператори перетворення, функція прийняття рішення та алгоритм утворюють єдиний процес прогнозування. Обрана тематика відповідає сучасним тенденціям розвитку прикладної математики та демонструє її можливості у розв'язанні реальних задач міждисциплінарного характеру.

Зв'язок роботи з науковими програмами, планами, темами.

Дисертаційна робота виконана в межах науково-дослідної роботи, присвяченої дослідженню динамічної стійкості матеріалів (номер державної реєстрації 0124U001658), що входить до тематичного плану наукових досліджень за природничо-математичним напрямом відповідно до Порядку проведення державної атестації наукових установ та закладів вищої освіти, затвердженого постановою Кабінет Міністрів України від 19 липня 2017 року № 540.

Робота виконувалася в рамках другого етапу зазначеної НДР, що фінансується за договором № -24БП038-02. Отримані в дисертації результати є складовою частиною даної наукової тематики.

Мета дослідження : розробити та обґрунтувати математичні моделі для формалізації і прогнозування показань до імплантації діагностичних

пристроїв при патології шлунково-стравохідного переходу та інтегрувати їх у систему клінічного прийняття рішень.

У відповідності до мети були поставлені наступні **завдання дослідження:**

1. Провести аналіз клінічних і морфометричних показників пацієнтів із патологією шлунково-стравохідного переходу як об'єкта математичної формалізації.
2. Здійснити математико-статистичний аналіз клінічних, морфометричних та ендоскопічних даних пацієнтів з використанням методів описової статистики, перевірки статистичних гіпотез та аналізу зв'язків між змінними.
3. Визначити інформативні предиктори, релевантні для стратифікації пацієнтів за ступенем ризику та ймовірністю необхідності імплантації.
4. Побудувати логістичну регресійну модель для прогнозування показань до імплантації та оцінити її точність і інтерпретованість.
5. Виконати факторний аналіз і сформувати модель категоріальної регресії на основі факторних змінних для багаторівневої стратифікації ризику імплантації.
6. Розробити нейронну мережу прямого поширення для моделювання складних нелінійних взаємозв'язків між клінічними ознаками з метою стратифікації ризику імплантації.
7. Провести порівняння продуктивності, інтерпретованості та стабільності побудованих моделей.
8. Інтегрувати результати у єдиний алгоритм клінічного прийняття рішень та оцінити можливості впровадження моделей у практичний клінічний процес.

Об'єкт дослідження: клінічні, ендоскопічні, морфометричні та функціональні показники пацієнтів із патологією шлунково-стравохідного переходу.

Предмет дослідження: методи статистичного аналізу, математичного моделювання та машинного навчання для прогнозування показань до імплантації на основі багатопараметричних клінічних даних.

Методи дослідження. У дисертаційній роботі застосовано комплекс методів прикладної математики, спрямованих на формалізацію, аналіз і прогнозування функціонального стану шлунково-стравохідного з'єднання як багатопараметричної системи. Методичну основу дослідження становить розгляд клінічних, ендоскопічних, морфометричних і функціональних показників у вигляді багатовимірного простору параметрів, що дозволяє використовувати апарат багатовимірного статистичного аналізу та математичного моделювання.

На початковому етапі застосовано методи описової статистики для аналізу розподілів змінних, оцінювання їх центральних тенденцій і варіабельності, а також перевірки статистичних гіпотез щодо характеру розподілів. Для дослідження взаємозв'язків між параметрами використано кореляційний та асоціативний аналіз, що дозволило встановити структуру залежностей у просторі ознак і виявити узгоджені зміни параметрів, пов'язані з формуванням показань до імплантації.

З метою зменшення розмірності простору параметрів і виявлення латентних компонентів, що визначають основні напрями варіації даних, застосовано методи факторного аналізу. Факторизація простору ознак дозволила перейти від первинних змінних до узагальненого представлення функціонального стану системи та зменшити надмірність інформації без втрати її змістовної значущості. Отримані факторні структури використано для подальшого моделювання та стратифікації ризику.

Для формалізації процесу прийняття рішення щодо імплантації застосовано методи імовірнісного моделювання, зокрема логістичну регресію, у межах якої результат подано як імовірність належності стану системи до класу з показаннями до імплантації. Логістична модель забезпечує інтерпретованість коефіцієнтів і дозволяє оцінювати внесок окремих

параметрів у формування прогнозу, що є важливим з огляду на прикладний характер задачі.

Для побудови багаторівневої схеми прогнозування та стратифікації ризику використано факторно-категоріальне моделювання, яке поєднує результати факторного аналізу з методами категоріальної регресії. Такий підхід дозволяє класифікувати функціональні стани системи за рівнями ризику та відобразити структурні відмінності між ними у формалізованому вигляді.

З метою врахування нелінійних взаємодій між параметрами, які не можуть бути адекватно описані лінійними або квазілінійними моделями, у роботі застосовано методи нейромережевого моделювання, зокрема багатoshарові нейронні мережі прямого поширення. Для оцінювання узагальнювальної здатності нейромережевих моделей використано процедури перехресної перевірки та бутстреп-оцінювання, що дозволяє зменшити ризик перенавчання та підвищити стійкість результатів.

Порівняльний аналіз побудованих моделей здійснено з використанням кількісних критеріїв якості прогнозування, стабільності та інтерпретованості. Це дозволило визначити функціональні ролі окремих моделей у загальній схемі прийняття рішень і обґрунтувати доцільність їх інтеграції. На основі отриманих результатів виконано синтез інтегрованого алгоритму підтримки прийняття рішень, у якому поєднано інтерпретовані статистичні моделі та нелінійні методи прогнозування в єдиній обчислювальній процедурі.

Таким чином, у дисертації використано методи прикладної математики, що охоплюють статистичний аналіз, багатовимірне моделювання, факторизацію даних, імовірнісні та нейромережеві підходи, а також алгоритмічну інтеграцію моделей, що забезпечує формалізований і відтворюваний процес прогнозування та прийняття рішень у медичній прикладній області.

Наукова новизна:

1. Вперше виконано формалізоване поєднання клінічних, ендоскопічних і морфометричних показників для побудови моделей прогнозування імплантації діагностичних пристроїв при патології шлунково-стравохідного переходу.
2. Запропоновано оригінальну структуру факторної моделі для стратифікації ризику на основі латентних клінічних факторів.
3. Здійснено комплексне порівняння інтерпретованих статистичних моделей і нейронної мережі MLP щодо їх застосовності у клінічній практиці імплантаційних рішень.
4. Розроблено інтегрований алгоритм прийняття рішень, що поєднує достовірність статистики, можливості машинного навчання та вимоги до клінічної пояснюваності моделей.

Практичне значення отриманих результатів:

1. Запропоновані моделі дозволяють стандартизувати процес визначення показань до імплантації пристроїв, зменшуючи суб'єктивність експертної оцінки.
2. Розроблена логістична та факторно-категоріальна моделі можуть бути безпосередньо впроваджені у медичні інформаційні системи на базі SPSS, R або Python.
3. Створена нейронна мережа може використовуватися для автоматизованого скринінгу великих масивів пацієнтів у спеціалізованих центрах.
4. Інтегрований алгоритм підтримки рішень може служити інструментом клінічного workflow, підвищуючи об'єктивність та персоналізацію лікувальної тактики.

Особистий внесок здобувача. Усі результати, викладені в дисертаційній роботі, отримано здобувачем особисто. Ідея дослідження, постановка задачі, вибір та обґрунтування математичних методів, проведення

обчислювальних експериментів, аналіз і узагальнення результатів належать автору дисертації.

Здобувачем самостійно сформульовано прикладно-математичну постановку задачі аналізу та прогнозування функціонального стану шлунково-стравохідного з'єднання як задачі класифікації та прогнозування у багатовимірному просторі параметрів. Автором обґрунтовано доцільність представлення клінічного рішення у вигляді математичної функції, визначеної на основі кількісних морфометричних, ендоскопічних і функціональних ознак.

Особисто здобувачем виконано формалізацію параметрів, проведено статистичний аналіз розподілів і взаємозв'язків між змінними, досліджено кореляційну структуру даних та виділено інформативні предиктори. Автором реалізовано факторний аналіз для зниження розмірності простору ознак і виявлення латентних компонентів, що визначають узгоджені напрями варіації параметрів.

Здобувачем самостійно побудовано та досліджено математичні моделі прогнозування, зокрема логістичну регресійну модель з інтерпретованими коефіцієнтами, факторно-категоріальну модель стратифікації ризику та нейромережеву модель прямого поширення для опису нелінійних залежностей. Автором виконано налаштування моделей, оцінювання їх узагальнювальної здатності та порівняльний аналіз за критеріями точності, стабільності та інтерпретованості.

Інтеграція окремих моделей у єдину алгоритмічну схему підтримки прийняття рішень, формування логіки їх послідовного застосування та узгодження результатів також виконані здобувачем особисто. Автором розроблено алгоритм, що реалізує послідовний перехід від багатовимірного простору параметрів через систему математичних операторів до формалізованого рішення.

У публікаціях, виконаних у співавторстві, здобувачу належить постановка математичної задачі, вибір методів дослідження, реалізація обчислювальних експериментів, інтерпретація результатів і формулювання

основних висновків та підготовці матеріалів до публікації. Наукові результати дослідження відображенні в одній публікації із співавтором кандидатом фізико-математичних наук, доцентом кафедри математики, фізики та методик викладання Центральноукраїнського державного університету імені Володимира Винниченка Ю. В. Гуртовим, який брав участь у клінічному консультуванні та обговоренні результатів дослідження.

Таким чином, особистий внесок здобувача полягає у повному циклі прикладно-математичного дослідження: від постановки задачі та вибору методів до побудови моделей, алгоритмічної реалізації та узагальнення результатів.

Апробація результатів дисертації. Основні результати дослідження доповідалися на наступних наукових конференціях: Проблеми та перспективи сучасної науки і освіти : матеріали 8-ї Міжнародної науково-практичної конференції (9–10 травня 2023р.) м. Львів, 2023 р.; Scientific research in the modern world : proceedings of the V International Scientific and Practical Conference, Toronto, Canada. (9-11 March 2023.); Professional development: theoretical basis and innovative technologies : proceedings of the VII International Scientific and Practical Conference, (Paris, France, February 20–23 2024) Paris : International Science Group, 2024.; Science in the modern world: innovations and challenges : proceedings of the 7th International Scientific and Practical Conference (Toronto, Canada, March 20–22 2025) Toronto : Perfect Publishing, 2025.; Science and technology: challenges, prospects and innovations : proceedings of the 8th International Scientific and Practical Conference (Osaka, Japan, March 28–30, 2025) Osaka : CPN Publishing Group, 2025; XIV Всеукраїнська наукова конференція молодих математиків (7–8 травня 2026 р.) м. Київ, 2026 р.

Основні наукові положення та результати дисертаційної роботи впроваджено в практику роботи медичних закладів, як-от: Комунальне некомерційне підприємство «Кіровоградська обласна лікарня Кіровоградської обласної ради» (Довідка №1613/14.05 від 08.04.2026), Державна установа «Територіальне медичне об'єднання Міністерства внутрішніх справ України

по Кіровоградській області» (Довідка №33/32-579 від 16.04.2026); Комунальне некомерційне підприємство «Обласний клінічний онкологічний центр Кіровоградської обласної ради» (Довідка №01-07/836 від 06.05.2026).

Публікації. Основні результати дисертації відображено у 12 наукових працях, з яких:

Статті у фахових журналах:

1. Галушко, О. (2025). Прогностична модель логістичної регресії для оцінки показань до лікувальної імплантації при пролабуванні шлунку в стравохід або кардіальну ділянку шлунку. *Вісник Київського національного університету імені Тараса Шевченка. Фізико-математичні науки*, 80(2), 31–35. <https://doi.org/10.17721/1812-5409.2025/2.4>

2. Галушко, О. (2025). Нейромережева модель прогнозування рівня ризику імплантаційного лікування пацієнтів із патологією шлунково-стравохідного з'єднання. *Системи та технології*, 70(2), 9–18. <https://doi.org/10.32782/2521-6643-2025-2-70.1>

3. Галушко, О. (2026). Інтегрована модель факторного відбору та категоріальної регресії для прогнозування рівня ризику імплантації діагностично-терапевтичних пристроїв при патології шлунково-стравохідного з'єднання. *Вісник Київського національного університету імені Тараса Шевченка. Фізико-математичні науки*, 81(1). <https://doi.org/10.17721/1812-5409.2026/1.25>

Наукові праці, які додатково відображають наукові результати дисертації:

1. Halushko, O., & Hurtovyi, Y. (2024). Development and validation of a mathematical model for predicting the development of gastro-oesophageal reflux disease based on oesophagogastroduodenoscopy. *Bulletin of Medical and Biological Research*, 1, 15–23. <https://doi.org/10.61751/bmbr/1.2024.15>

2. Галушко, О. (2024). Механізм взаємодії між недостатністю кардіальної розетки та інвагінацією слизової шлунка в стравохід. *Україна. Здоров'я нації*, 2, 51–54. <https://doi.org/10.32782/2077-6594/2024.2/08>

Наукові праці, які засвідчують апробацію матеріалів дисертації:

1. Галушко, О. І. (2026). Математичні моделі на основі нейронних мереж для прикладного аналізу даних у медичних системах. У *Матеріали 30-го Міжнародного молодіжного форуму «Радіoeлектроніка та молодь у XXI столітті»* (Т. 7, с. 260–262). Харківський національний університет радіoeлектроніки.
2. Галушко, О. І., & Жук, Я. О. (2026). Порівняльний аналіз факторної моделі категоріальної регресії та нейронної мережі для прогнозування ризику імплантації медичних пристроїв. У *Матеріали XIV Всеукраїнської наукової конференції молодих математиків* (с. 103). Український державний університет імені Михайла Драгоманова.
3. Галушко, О. І., & Гуртовий, Ю. В. (2023). Математичне моделювання гемореології при запальних процесах в артеріальній вазавозум. У *Проблеми та перспективи сучасної науки та освіти: Матеріали VIII Міжнародної науково-практичної конференції* (с. 96–97). Львівський науковий форум.
4. Галушко, О. І. (2023). Математичне моделювання фізіологічних процесів шлунку при діабетичному гастропарезі. У *Scientific research in the modern world: Proceedings of the V International Scientific and Practical Conference* (pp. 75–78). Perfect Publishing.
5. Галушко, О. І. (2024). Математичне моделювання патофізіологічних процесів, викликаних недостатністю кардіальної розетки шлунку. У *Professional development: Theoretical basis and innovative technologies: Proceedings of the VII International Scientific and Practical Conference* (pp. 292–293). International Science Group.
<https://doi.org/10.46299/ISG.2024.1.7>
6. Галушко, О. І. (2025). Математичне моделювання механізмів розвитку стриктури стравоходу при виразковому рефлюкс-езофагіті. У *Science in the modern world: Innovations and challenges: Proceedings of the 7th International Scientific and Practical Conference* (pp. 230–232). Perfect Publishing.

7. Галушко, О. І. (2025). Закон Лапласа і Пуазейля у моделюванні варикозного розширення вен стравоходу. У *Science and technology: Challenges, prospects and innovations: Proceedings of the 8th International Scientific and Practical Conference* (pp. 248–251). CPN Publishing Group.

Структура роботи. Дисертаційна робота складається зі вступу, трьох розділів, загальних висновків, списку використаних джерел та додатків. Обсяг загального тексту дисертації складає 174 сторінок (6,9 д.а.), з них основного тексту 180 (6,9 д.а.). Робота ілюстрована 51 таблицями. Список використаних джерел містить 109 цитувань. Розділ 1 присвячено теоретичним основам аналізу клінічних показників при пролабуванні стравоходу та їх придатності до математичної формалізації. Розділ 2 містить систематичний аналіз клінічних, ендоскопічних та морфометричних даних, що формують базу для побудови математичних моделей: оцінку варіативності показників, визначення ключових ознак та закономірностей, релевантних для прогнозування. Розділ 3 присвячено побудові, валідації та порівнянню різних математичних моделей – логістичної регресії, факторного аналізу з категоріальною регресією, а також нейронної мережі прямого поширення – з визначенням їх продуктивності, інтерпретованості та можливостей інтеграції у клінічний workflow.

РОЗДІЛ 1

ОГЛЯД ЛІТЕРАТУРИ ЗА ТЕМОЮ ДИСЕРТАЦІЇ

Сучасна клінічна медицина дедалі більше спирається на кількісні методи аналізу даних, що дозволяють переходити від описових спостережень до формалізованого моделювання складних біологічних процесів. Особливої актуальності це набуває у випадках, коли клінічні рішення залежать від багатьох взаємопов'язаних анатомічних, функціональних та симптоматичних показників, які важко інтерпретувати без застосування математичного апарату. У цьому контексті прикладна математика виступає інструментом інтеграції різномірних медичних даних у єдині аналітичні моделі.

Однією з таких складних клінічних проблем є пролабування слизової оболонки шлунка в стравохід – феномен, що спостерігається під час ендоскопічного дослідження та може впливати на функціональний стан шлунково-стравохідного з'єднання і результати імплантаційних втручань. Незважаючи на наявність клінічних описів, цей процес переважно не має кількісної параметризації, що ускладнює його об'єктивну оцінку, порівняння між пацієнтами та включення до систем підтримки клінічних рішень.

З позицій прикладної математики така задача зводиться до побудови формалізованих моделей, здатних описувати геометричні, морфологічні та функціональні характеристики анатомічної зони як систему змінних, що підлягають статистичному аналізу. Це потребує використання методів багатовимірної статистики, зменшення розмірності, моделювання латентних структур та побудови прогностичних класифікаційних алгоритмів. Практична реалізація таких підходів передбачає застосування методів описової статистики, перевірки статистичних гіпотез і процедур контролю якості даних, які забезпечують надійність подальшого моделювання та інтерпретації результатів [44].

У цьому розділі узагальнено клінічні відомості про пролабування слизової оболонки та розглянуто сучасні математичні й статистичні підходи, які можуть бути застосовані для його кількісного опису та прогнозування клінічних рішень щодо імплантації діагностичних і терапевтичних пристроїв. Такий міждисциплінарний підхід формує теоретико-методологічну основу подальшого математичного моделювання в межах даної дисертаційної роботи.

З огляду на зазначене, у підрозділі 1.1 розглянуто клініко-анатомічні та функціональні особливості шлунково-стравохідного з'єднання, феномен пролабування слизової оболонки та його можливе значення для перебігу імплантаційних втручань, а також обґрунтовано необхідність кількісної параметризації ендоскопічних ознак. У підрозділі 1.2 проаналізовано сучасні математичні й статистичні підходи до задач медичної класифікації та прогнозування, зокрема логістичну регресію, факторний аналіз, моделі латентних змінних і нейромережеві методи, а також наведено приклади їх застосування у клінічних дослідженнях і окреслено типові методологічні обмеження.

1.1. Теоретико-методологічні засади математичного та статистичного аналізу пролабування стравоходу

Пролабування слизової оболонки шлунка в стравохід (інвагінація слизової) – це зміщення слизового шару субкардіальної ділянки, кардіальної складки або дна шлунка у просвіт дистального відділу стравоходу, що виявляється під час ендоскопічного обстеження верхніх відділів шлунково-кишкового тракту без використання седації. Це явище описується в літературі переважно як супутній ендоскопічний знайдений параметр, що супроводжує різні стани шлунково-стравохідного переходу (ШСЗ), проте його характеристика подається переважно описово й не має стандартизованого представлення [27; 39; 48; 59].

У джерелах, присвячених гастроезофагеальній рефлюксній хворобі (ГЕРХ), грижам стравохідного отвору діафрагми (ГСОД), порушенням моторики стравоходу та іншим патологіям ШСЗ, пролабування згадується фрагментарно, без уніфікованих критеріїв для порівняння, кількісної оцінки або формального опису клінічного контексту. У більшості випадків воно трактується як додатковий морфологічний компонент ендоскопічної картини, без чіткого розмежування його проявів у різних нозологічних умовах. Відсутність стандартизованих показників обмежує можливість його подальшого аналітичного використання, зокрема у статистичних підходах та методах машинного навчання, що потребують формально визначених змінних.

Шлунково-стравохідне з'єднання є локальною зоною переходу двох трубчастих органів травного тракту – стравоходу та шлунка – які відрізняються морфологічною будовою, механічними властивостями та функціональним призначенням [5;6]. Для системного опису його структури доцільно застосовувати два взаємодоповнювальні рівні представлення – внутрішній (морфологічний) та зовнішній (топографо-анатомічний), що дозволяє узгодити класичний анатомічний опис із формалізованим геометричним підходом [22; 58].

Внутрішній рівень відображає зміну властивостей внутрішньої поверхні трубчастої системи в ділянці ШСЗ. Морфологічно це проявляється переходом багатошарового плоского епітелію дистального відділу стравоходу на одношаровий циліндричний епітелій кардіального відділу шлунка. У формалізованому вигляді ця межа може розглядатися як поверхня розділу двох середовищ із різними структурними параметрами, що забезпечує гістологічну та геометричну безперервність внутрішнього контуру травного тракту. Ендоскопічно ця межа відповідає лінії Z і використовується як стабільний орієнтир для морфологічної оцінки зони переходу [7].

Зовнішній рівень описує просторове розташування дистального відділу стравоходу відносно навколишніх анатомічних структур. Абдомінальний

сегмент стравоходу проходить через стравохідний отвір діафрагми, сформований її ніжками, і переходить у проксимальний відділ шлунка. Ніжки діафрагми створюють зовнішнє кільцеве стискання, яке функціонально взаємодіє з внутрішнім м'язовим сфінктерним сегментом дистального стравоходу [47].

Шлунково-стравохідне з'єднання може бути представлене як комбінована циліндро-кільцева структура, у якій внутрішня поверхня забезпечує морфологічну безперервність середовища, зовнішнє кільцеве стискання формує механічну стабілізацію, а перепад тисків визначає функціональний режим антирефлюксного бар'єра [37].

У сучасних дослідженнях роботи шлунково-стравохідного з'єднання основна увага приділяється вимірюванню функціональних показників. За допомогою внутрішньопросвітної манометрії реєструються значення тиску в зоні переходу, а за допомогою рН-імпедансометрії – зміни кислотності у часі [23]. Отримані дані мають вигляд числових рядів, що дозволяє будувати статистичні залежності та робити висновки про функціональний стан антирефлюксного бар'єра. Саме на таких вимірюваннях базуються сучасні діагностичні критерії та клінічні класифікації.

Водночас ці методи відображають лише поведінку сигналів у часі, але не дають уявлення про просторову форму структури, у межах якої ці сигнали виникають. Ендоскопічне дослідження, навпаки, дозволяє безпосередньо спостерігати форму шлунково-стравохідного з'єднання [10; 11; 18]. Однак у більшості наукових робіт ендоскопічні спостереження описуються лише якісно – фіксується наявність або відсутність змін, без систематизованого кількісного опису геометрії зони переходу.

Особливо це стосується пролабування слизової оболонки шлунка в стравохід, яке під час ендоскопії проявляється як змінна деформація внутрішнього контуру переходу [59]. Незважаючи на регулярне спостереження цього явища в клінічній практиці, у доступній літературі практично відсутні узгоджені підходи до його структурованого опису,

порівняння між пацієнтами та включення у загальну систему оцінювання стану шлунково-стравохідного з'єднання.

Ендоскопічно пролабування проявляється як надлишкове вгинання або інвагінація слизової оболонки шлунка в дистальний відділ стравоходу, яке може мати транзиторний або відносно стабільний характер. Вираженість цього зміщення може варіювати, що відображає динамічний характер шлунково-стравохідного переходу [12; 13]. Транзиторний характер пролабування означає короткочасне, епізодичне зміщення слизової оболонки, яке виникає під впливом функціональних чинників і не фіксується постійно під час ендоскопічного огляду. Натомість відносно стабільне пролабування характеризується повторюваним або постійним виявленням зміщення слизової оболонки незалежно від умов огляду, що свідчить про стійку морфологічну лабільність ШСЗ [28].

У клінічній практиці пролабування може супроводжувати низку неспецифічних симптомів, серед яких пацієнти інколи відзначають дискомфорт або відчуття тиску у нижній третині стравоходу, епізодичний за грудинний дискомфорт, печію, відчуття гіркоти, кашель, осиплість голосу, відчуття неповного проходження їжі під час ковтання чи поодинокі епізоди одиофагії. У частині випадків можливе короткочасне посилення симптоматики після прийому їжі або при зміні положення тіла [25]. Оцінювання цього феномену потребує точного визначення меж слизового зміщення, фіксації його морфологічних характеристик та урахування можливих перешкод для ендоскопічної візуалізації структури ШСЗ. У певних клінічних ситуаціях пролабування слизової оболонки може ускладнювати диференційну діагностику. Зокрема, ендоскопічна картина пролабування інколи візуально наближається до проявів шлунково-стравохідного пролапсу або може бути помилково інтерпретована як ендоскопічні ознаки грижі стравохідного отвору діафрагми різних типів [24]. У таких випадках необхідною є ретельна оцінка анатомічних орієнтирів, стабільності Z-лінії,

конфігурації дистального стравоходу та взаєморозташування структур ШСЗ для коректного формулювання ендоскопічного висновку [62].

Кількісна параметризація цих ендоскопічних характеристик створює підґрунтя для структурованого аналізу індивідуальної анатомії шлунково-стравохідного з'єднання та дозволяє перейти від описового спостереження до об'єктивного порівняння між пацієнтами. Особливої актуальності це набуває у контексті сучасних малоінвазивних технологій, пов'язаних з імплантацією діагностичних і лікувальних пристроїв у дистальний відділ стравоходу або в зону переходу стравоходу в шлунок [6; 15; 20; 51]. Розміщення таких імплантів у безпосередній близькості до антирефлюксного бар'єра потребує чіткого розуміння просторової конфігурації цієї ділянки, її динамічних змін під час дихання та ковтання, а також можливих варіантів пролабування слизової оболонки, які можуть впливати на контакт імпланта зі слизовою.

Для кожного з імплантованих у стравохід пристроїв характерний клінічно значущий ризик ускладнень, зокрема дезлокації, передчасного відторгнення або порушення стабільності фіксації. Величина цього ризику залежить від конструктивних особливостей пристрою, способу його фіксації та локальних анатомо-функціональних умов у зоні імплантації. За наявності пролабування слизової оболонки підвищена рухливість слизового шару та зміна конфігурації шлунково-стравохідного переходу можуть додатково впливати на стабільність імплантованих елементів.



Рис. 1.1. Відсутність пролабування (H_1)

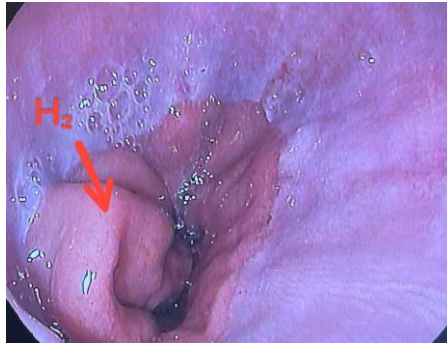


Рис. 1.2. Наявність пролабування (H_2 кардіальної складки в нижню третину стравоходу

Пролабування слизової оболонки може виступати одним із чинників, що впливають на стабільність фіксації та просторове положення імплантованих ендоскопічних пристроїв у стравоході й ділянці шлунково-стравохідного з'єднання. Це має особливе значення з огляду на те, що імплантовані системи різних типів перебувають у зазначеній анатомічній зоні протягом тривалого часу – від кількох тижнів до місяців або років – і постійно взаємодіють із рухомими шарами слизової оболонки та сфінктерним комплексом. Подібні задачі довготривалого функціонування систем у змінному середовищі розглядаються в межах задач оптимізації та керування складними процесами [31]. У таких умовах функціонування система може бути інтерпретована як динамічна структура з багатьма взаємодіючими компонентами, що узгоджується з підходами стохастичного моделювання складних систем [32], і постійно взаємодіє з рухомими шарами слизової оболонки та сфінктерним комплексом.

У таблиці 1.1 подано класифікацію ендоскопічних систем, що встановлюються трансорально через гастроскоп у стравохід і/або ділянку шлунково-стравохідного з'єднання. Аналогічні статистичні підходи використовувалися при побудові математичних моделей оцінювання якісних змін складних процесів [52].

Класифікація здійснена за двома параметрами: функціональним призначенням системи (терапевтичні, діагностичні, комбіновані) та тривалістю її перебування в організмі (від хвилин і днів до місяців і років). Такий формалізований підхід дозволяє розглядати кожну систему як об'єкт із визначеним набором властивостей, що створює основу для подальшого кількісного аналізу взаємодії імплантованих пристроїв з анатомо-функціональними параметрами шлунково-стравохідного з'єднання.

Таблиця 1.1.

Класифікація ендоскопічних імплантованих і тимчасово фіксованих систем у стравоході та зоні шлунково-стравохідного з'єднання за функціональним призначенням і тривалістю перебування.

Категорія систем	Тип системи	Пристрій	Функціональне призначення	Тривалість перебування
Тимчасові терапевтичні	Лікування дефектів і нориць	Endoscopic Vacuum Therapy (EVT / EndoVAC)	Санація перфорацій, витоків, неспроможності анастомозів	Дні, тижні
		Тимчасові покриті стенти (FC-SEMS)	Закриття дефектів, шунтування просвіту	Тижні, місяці
		OverStitch™, OTSC®, X-Tack™	Ушивання або механічне закриття дефектів	до загоєння
	Гемостатичні системи	Hemospray®, EndoClot®, PuraStat®	Тимчасовий контроль кровотечі	Хвилини, години
	Біоматеріали покриття	PGA-листи + фібриновий клей	Покриття великих слизових дефектів	Дні, тижні
Довготривалі терапевтичні	Ендоскопічні антирефлюксні імпланти	TIF (EsophyX®), GERDx®, EndoStim®	Корекція функції шлунково-стравохідного з'єднання	Місяці – роки
	Протези / стенти тривалого перебування	Покриті SEMS, біодеградовані стенти, I-125 стенти	Підтримка прохідності, паліація	Місяці
Діагностичні системи	Капсульні імпланти	Bravo™, JSPH-1	Моніторинг кислотної експозиції, функціональна оцінка ШСЗ	До 96 годин
Комбіновані	Діагностично-терапевтичні	pH-капсула + кліп-фіксація; моніторинг під час плікації	Одночасна діагностика і корекція	Дні – місяці

*Джерело: створено автором на основі [8; 19; 21; 26; 30; 33; 34; 42; 43; 51].

Урахування феномену пролабування слизової оболонки в процесі передімплантаційної ендоскопічної оцінки є доцільним незалежно від функціонального призначення конкретного медичного виробу. Такий підхід створює підґрунтя для підвищення безпеки імплантаційних втручань, прогнозованості положення пристрою в динамічних умовах ШСЗ та коректної інтерпретації результатів ендоскопічного лікування і моніторингу.

Таблиця 1.2

Емпіричні оцінки імовірності основних ускладнень при застосуванні ендоскопічних терапевтичних систем у стравоході та зоні шлунково-стравохідного з'єднання

Тип системи / виробник	Пристрій / бренд	Міграція пристрою, %	Кровотеча, %	Неефективність лікування, %
EVT	EndoVAC / EVT	—	Незначні/ рідко;	Варіабельно; залежить від показань
FC-SEMS	Покриті саморозширювані стенти	До 36%	—	—
FC-SEMS – Taewoong	Niti-S	4% (міграція)	—	—
FC-SEMS – Boston Scientific	WallFlex	15%	—	—
FC-SEMS – Cook Medical	Evolution	25%	—	—
Endoscopic suturing – Apollo	OverStitch™	—	≈3%	≈7%
Endoscopic suturing – Apollo	X-Tack™	—	≈2%	≈6%
Clip systems – Ovesco	OTSC®	—	—	≈22%
Hemostatic powder – Cook Medical	Hemospray® (TC-325)	—	Рецидив кровотечі 14.4%	Неефективність/невдача гемостазу варіабельно;
Hemostatic powder – EndoClot Inc.	EndoClot® PHS	—	Рецидив кровотечі 24–25% (	Неефективність варіабельно; залежить від показань
Hemostatic gel – 3-D Matrix	PuraStat®	—	Рецидив кровотечі 16% (30 діб)	Неефективність варіабельно; залежить від типу кровотечі
Biomaterial coverage	PGA-листи + фібриновий клей	—	0% АЕ, пов'язаних із PGA (у серії)	—
Antireflux endoscopic implants	TIF (EsophyX®)	—	—	—
Antireflux endoscopic implants	GERDx®	—	—	—
Antireflux endoscopic implants	EndoStim®	—	—	—

*Джерело: створено автором на основі [8; 19; 21; 26; 30; 33; 34; 42; 43; 51].

У таблиці 1.2 наведено порівняльну характеристику ускладнень при застосуванні основних ендоскопічних систем, що встановлюються у стравохід і ділянку шлунково-стравохідного з'єднання.

Для кожного типу пристроїв і виробника узагальнено частоту ключових клінічно значущих подій: міграції або зміщення пристрою, кровотечі та неефективності лікування. Таблиця демонструє, що рівень ускладнень істотно варіює залежно від конструкції системи, способу фіксації та клінічного показання, а також підтверджує, що частина імплантованих або тимчасово фіксованих пристроїв перебуває у зоні ШСЗ тривалий час і потенційно піддається впливу локальних анатомо-функціональних чинників. Це обґрунтовує необхідність попередньої ендоскопічної оцінки параметрів ШСЗ при плануванні імплантації.

Основним вимірюваним параметром є рівень кислотності в дистальному відділі стравоходу. Реєстрація рН упродовж тривалого інтервалу часу дозволяє визначати частоту, тривалість і інтенсивність епізодів кислотної експозиції, а також їх розподіл у часовій області. На основі цих даних обчислюються похідні величини: сумарний час перебування рН нижче заданого порогового рівня, кількість окремих подій, максимальна тривалість епізодів та їх кореляція з зовнішніми чинниками (положення тіла, прийом їжі, суб'єктивні симптоми).

Тривалість роботи імплантованих сенсорних систем визначається їх конструктивними характеристиками і зазвичай становить від 24 до 96 годин. Це дозволяє оцінювати не лише середні значення показників, але й їх варіабельність у часі та міждобову стабільність. Такий підхід підвищує достовірність оцінки функціонального стану шлунково-стравохідного переходу та зменшує вплив випадкових коливань короткочасних вимірювань.

Таблиця 1.3

Емпіричні оцінки імовірності ускладнень імплантованих діагностичних капсульних систем бездротового рН-моніторингу у стравоході

Виробник / система	Передчасне від'єднання капсули, %	Потреба ендоскопічного видалення, %	Біль / дискомфорт у грудях, %	Технічні збої запису даних, %	Кровотеча, %
Medtronic / Given Imaging – Bravo™	1.3–4.5%	1.8–6.1%	≤2%	4–15%	1,8%
Jinshan Science – JSPH-1	≈3%	3–6%	3–6%	-	-

*Джерело: створено автором.

Для кожного імплантованого фіксованого пристрою існує певна імовірність ускладнень, зокрема зміщення, втрати фіксації або необхідності дострокового видалення. Значення цих імовірностей залежать від конструкції пристрою, способу його закріплення та локальних анатомо-функціональних умов у зоні імплантації.

За наявності пролабування слизової оболонки змінюється геометрія та рухливість тканин у зоні шлунково-стравохідного переходу. Це може впливати на механічну стабільність імплантованих елементів і, відповідно, змінювати імовірність їх зміщення або передчасного відторгнення.

Таким чином, клінічні особливості пролабування слизової оболонки шлунка в стравохід свідчать про багатофакторний характер цього явища, що поєднує анатомічні, функціональні та морфологічні зміни в ділянці шлунково-стравохідного переходу. Наявність численних взаємопов'язаних показників, варіабельність клінічних проявів та складність їх об'єктивної інтерпретації зумовлюють необхідність переходу від описового підходу до кількісного аналізу. Це, у свою чергу, потребує використання методів прикладної математики та медичної статистики, здатних формалізувати приховані взаємозв'язки між показниками, зменшити розмірність даних і виділити

узагальнені характеристики досліджуваного стану. Саме тому подальший розгляд буде зосереджено на теоретико-методичних засадах математичної обробки багатовимірних клінічних даних, що становить зміст підрозділу 1.2.

1.2. Огляд математичних моделей в медичній практиці для задач класифікації

Задачі медичної діагностики та прогнозування належать до класу задач класифікації, де на основі великого набору клініко-ендоскопічних змінних необхідно визначити належність пацієнта до однієї з категорій. Математичне моделювання цього процесу вимагає використання апарату ймовірнісно-статистичних методів, що дозволяє перетворити набір емпіричних даних у формалізовану систему прийняття рішень.

Класичним підходом до таких задач є використання логістичної регресії [16], яка забезпечує відображення простору предикторів у простір ймовірностей за допомогою логіт-функції. Важливою властивістю логістичної регресії є можливість інтерпретації коефіцієнтів у вигляді відношення шансів, що робить її не лише інструментом прогнозування, але й засобом оцінки значущості кожного окремого предиктора. Аналіз ризику в умовах випадкової природи спостережень залишається важливим напрямом сучасного математичного моделювання. У роботі [57] запропоновано підходи до оцінювання ймовірнісних характеристик ризику для випадкових процесів, що підтверджує актуальність використання ймовірнісних методів у задачах прогнозування та стратифікації ризику.

Наведемо важливі приклади моделювання та прогнозування на основі логістичної регресії в клінічних дослідженнях.

У дослідженні [56] розглядається прогнозування смертності при сепсисі та порівняння з машинним навчанням. У ретроспективному когортному дослідженні традиційна мультіваріантна логістична регресія використовувалась для оцінки незалежних ризик-факторів смертності у пацієнтів з сепсисом, із порівнянням з алгоритмами машинного навчання за AUC та іншими показниками. Ретроспективний аналіз було проведено на 606 дорослих стаціонарних пацієнтах із сепсисом у медичному центрі в період з січня 2020 року по грудень 2022 року, яких було випадковим чином розділено

на навчальні та валідаційні набори у співвідношенні 7:3. Для оцінки прогностичної здатності смертності при сепсисі у дорослих використовувалися традиційні методи логістичної регресії та машинного навчання. Базуючись на принципах глибокого машинного навчання, модель RF продемонструвала переваги над традиційними моделями логістичної регресії у прогнозуванні прогнозу сепсису у дорослих. Модель RF має значний потенціал для клінічного спостереження та втручань для покращення результатів лікування пацієнтів із сепсисом.

У статті [38] доведено, що логістична регресія виявилася такою ж ефективною, як і машинне навчання, для прогнозування основних хронічних захворювань. У статті була оцінена ефективність алгоритмів машинного навчання та проведено їх порівняння з логістичною регресією для прогнозування ризику серцево-судинних захворювань, хронічної хвороби нирок, діабету та гіпертензії у проспективному когортному дослідженні серед дорослих азійців ($n = 6762$) з використанням простих клінічних предикторів. Логістична регресія показала такі ж хороші результати, як і моделі машинного навчання, для прогнозування ризику основних хронічних захворювань з низькою захворюваністю та простими клінічними предикторами. У нашому дослідженні [61] ми також маємо результат, що логістична регресія дає дуже високий рівень класифікації пацієнтів до діагностичної імплантації при пролабуванні шлунку.

У дослідженні [5] логістична регресія використана для побудови моделі PredictMed, що прогнозує ризики розвитку різних ускладнень у дітей з церебральним паралічем з високою точністю ($>90\%$). Модель під назвою PredictMed була навчена, протестована та валідована для прогнозування розвитку сколіозу, інтелектуальної недостатності, аутичних ознак та розладів харчування, що потребують гастростомії. Це було багатонаціональне перехресне описове дослідження на основі даних 130 дітей віком 12-18 років з церебральним паралічем.

Також моделі логістичної регресії використовуються в медицині як цінний математико-статистичний апарат для виявлення хвороби Паркінсона [53]; прогнозування післяопераційної смертності у хворих на рак легені [4]; прогнозування ймовірності гострого коронарного синдрому [17] та ін. Ключові можливості застосування логістичної регресії в медицині, зокрема оцінка зв'язку між незалежними змінними та бінарною залежною змінною (наприклад, наявністю або відсутністю захворювання) наведені в роботі [46].

Зауважимо проблему коректного використання логістичної регресії в медичній літературі. Наприклад, у статті [3] розглядається використання та звітність про логістичну регресію у медичній літературі шляхом комплексної оцінки її використання у вибраній галузі медичних досліджень. Medline, а також пошук бібліографії, визначили 15 рецензованих статей англomовними авторами з оригінальними даними, які використовували логістичну регресію, опублікованих між 1985 і 1999 роками, що стосуються інтересу пацієнтів до генетичного тестування на схильність до раку. Статті були перевірені за кожним із 10 критеріїв правильного використання та звітності про моделі логістичної регресії. Були виявлені суттєві недоліки як у використанні логістичної регресії, так і у звітності про результати. У багатьох дослідженнях співвідношення кількості подій результатів до змінних-предикторів (подій на змінну) було достатньо малим, щоб поставити під сумнів точність регресійної моделі. Крім того, у жодному дослідженні не повідомлялося про валідаційний аналіз, регресійну діагностику або показники відповідності.

У статті [35] аналізується оцінка багатовимірних логістичних моделей у літературі з питань пульмонології та інтенсивної терапії. Автори дослідили всі опубліковані рукописи на наявність 12 потенційних обмежень у викладі важливих статистичних методологій протягом 6-місячного періоду з 1 липня 2000 року до 31 грудня 2000 року. З 81 статті, що включали багатовимірний логістичний регресійний аналіз, лише 65% (53 аналізи) правильно повідомили про класифікацію кодування відповідних незалежних змінних, які були включені до остаточної моделі. Відношення шансів та довірчий інтервал були

повідомлені для незалежних змінних, включених до остаточної моделі, для 79% (64 аналізи) та 74% (60 аналізів) відповідно. Лише 12% (10 статей) посилалися на те, чи досліджувалися умови взаємодії чи модифікації ефектів, 1% (1 стаття) повідомила про перевірку колінеарності, і лише 16% (13 статей) включали аналіз відповідності логістичної моделі. Тип статистичного пакету було повідомлено у 69% (56 статей). Нарешті, приблизно 39% статей (22 з 57) могли надмірно налаштувати модель логістичної регресії, що призвело до потенційно ненадійних коефіцієнтів регресії та відношень шансів.

Отже, при аналізі звітності про багатовимірний логістичний регресійний аналіз у літературі виявлено, що часто вона є неповною або некоректною. Відповідно у даному дисертаційному дослідженні зроблена спроба максимально коректно і точно зробити опис отриманих нових моделей, зокрема моделі логістичної регресії для моделювання класифікації пацієнтів до діагностичної імплантації при пролабуванні шлунку. Зауважимо, що це задача прикладної математики, яка потребує як грамотної медичної інтерпретації, так і коректного математичного опису моделі.

Імплантація діагностичних та терапевтичних пристроїв у ділянці шлунково-стравохідного з'єднання (зокрема систем бездротового рН-моніторингу, стимуляторів нижнього стравохідного сфінктера, капсульних сенсорів) дедалі частіше застосовується у клінічній практиці для діагностики та лікування гастроєзофагеальної рефлюксної хвороби та пов'язаних із нею патологій. Разом із тим, ці втручання пов'язані з ризиком розвитку ускладнень, що зумовлює необхідність попередньої об'єктивної оцінки локального стану слизової оболонки, анатомо-функціональних особливостей стравоходу та клінічної симптоматики пацієнта.

На практиці рішення щодо доцільності та безпечності імплантації часто ґрунтується на експертній оцінці лікаря з урахуванням великої кількості клінічних та ендоскопічних показників різного типу (бінарних, порядкових і кількісних). Це ускладнює стандартизацію підходу, підвищує суб'єктивність рішень та обмежує можливості формалізованої стратифікації ризику. Крім

того, велика кількість взаємопов'язаних змінних і наявність рідкісних категорій створюють проблеми для класичних багатовимірних моделей через мультиколінеарність та нестійкість оцінок.

У зв'язку з цим актуальним є розроблення математично обґрунтованих моделей, які дозволяють інтегрувати різноманітні клінічні показники, зменшувати розмірність даних без втрати інформації та забезпечувати об'єктивне прогнозування рівня ризику імплантації.

Латентні фактори у медичних дослідженнях застосовуються для виявлення прихованих (небезпосередньо невимірюваних) структур у складних наборах клінічних, лабораторних або анкетних даних. Вони дозволяють зменшити розмірність даних і об'єднати кілька взаємопов'язаних показників у спільні концептуальні компоненти (наприклад, “метаболічний синдром”, “психоемоційний стан”, “анатомо-функціональні порушення”). Подальше використання цих факторів у регресійному аналізі дає змогу будувати прогностичні моделі, які є більш стабільними, інтерпретованими та менш чутливими до мультиколінеарності між первинними змінними.

У статті [45] описуються класичні моделі латентних змінних, такі як факторний аналіз, теорія відповідей на пункти, моделі латентних класів та моделі структурних рівнянь. Їх корисність у медичних дослідженнях демонструється з використанням реальних даних. Приклади включають вимірювання форсованого видиху, вимірювання фізичної інвалідності, діагностику інфаркту міокарда та моделювання детермінант задоволеності клієнтів інтерв'ю консультантів.

У дослідженні [50] зроблений висновок, що модель латентної змінної суміші краще відповідає клінічній когорті пацієнтів, які перенесли операцію на серці, ніж лінійна модель, що забезпечує кращу оцінку зв'язків між факторами ризику гострого ураження нирок та зміною креатиніну сироватки крові. Включення моделювання латентної змінної суміші в дослідження гострого ураження нирок дозволить клініцистам та дослідникам враховувати клінічно значущу гетерогенність пацієнтів, що виникає внаслідок

невимірюваних змінних, і, отже, забезпечить покращену здатність досліджувати фактори ризику, вимірювати механізми та медіатори ураження нирок, а також точніше прогнозувати гостре ураження нирок у клінічних когортах.

У статті [54] аналізується факторна модель для порядкових категоріальних даних з латентними факторами, поясненими допоміжними змінними, застосованими до інвентаризації великої депресії. Тут зроблений висновок про те, що оцінку з кращими властивостями можна отримати за допомогою факторних моделей, які, окрім того, що дозволяють зменшити розмірність багатовимірних даних, забезпечують оцінку загальних факторів та факторних навантажень, які часто мають цікаву теоретичну інтерпретацію. Крім того, може бути доступна допоміжна інформація, і вплив цих змінних на латентний фактор можна оцінити та отримати цікаві результати.

У докторській дисертації [9] детально розглядається «factor score regression» як метод інтеграції латентних факторів у регресійні моделі. Вона описує як конструкція факторів може бути включена у прогнознi моделі з підвищеною стабільністю та інтерпретованістю.

Отже, латентні змінні не можна виміряти безпосередньо, тому зазвичай їх оцінюють за допомогою спостережуваних індикаторів. Після цього інформацію з різних елементів необхідно об'єднати в один конструкт. Це можна здійснити за допомогою факторного аналізу, що реалізовано у розділі 3.2 для моделювання рівня ризику прогнозування рівня ризику діагностичної імплантації [60].

Таким чином, факторно-регресійний підхід може виступати ефективним інструментом для побудови персоналізованих прогностичних систем у клінічній медицині.

За останнє десятиліття в прикладній медицині та біомодельованні спостерігається стійка тенденція до впровадження методів машинного навчання, зокрема штучних нейронних мереж, для задач класифікації та прогнозування клінічних подій. Наприклад, дослідження показано, що MLP

моделі можуть ефективно використовуватися для прогнозування серцево-судинних захворювань за допомогою оптимізації гібридного алгоритму MLP-PSO (Multilayer Perceptron з Particle Swarm Optimization) із точністю приблизно 84,6 % [1]. У дослідженні [41] MLP-модель була застосована для прогнозування виживання пацієнтів з імплантованими кардіовертерами-дефібриляторами (ICD/CRT-D) і показала перевагу над класичними методами. Ці результати підтверджують, що MLP підходи мають потенціал для медичних задач із багатовимірними ознаками та неоднорідними типами даних.

У контексті гастроентерології, зокрема патології шлунково-стравохідного з'єднання, машинне навчання також набуває значення. Огляд [29] демонструє, що моделі машинного навчання досягають точності 80–90 % у задачах класифікації рефлюксних захворювань та супутніх станів. Наприклад, дослідження [40] показало 100 % точність нейромережі у невеликій вибірці з 159 пацієнтів при діагностиці гастроєзофагеальної рефлюксної хвороби. У дослідженні [55] використана нейронна мережа для автоматичної класифікації за Лос-Анджелівською шкалою рефлюкс-езофагіту з точність до 99,2 % на тренувальній вибірці. Таким чином, існує переконливе підґрунтя для застосування нейромереж у задачах, близьких до нашої: багатofакторного прогнозування клінічних та морфологічних станів.

Проте у публікаціях також підкреслюються виклики та обмеження: проблема невеликих вибірок, балансування класів, адекватне кодування порядкових та номінальних змінних, ризик перенавчання та недостатня інтерпретованість моделей. У системному огляді [2] зазначено, що MLP-моделі хоч і отримали широке застосування, але залишаються чутливими до малого обсягу даних та мають проблеми із пояснювальною здатністю. У статті [49] продемонстровано, що оптимізація MLP-архітектури значно підвищує її продуктивність у “шумних” і нелінійних наборах клінічних даних. Крім того, хоча застосування нейромереж для відбору пацієнтів до імплантаційних процедур менш розроблене, у статті [36] акцентується увага на можливості нейромереж для прогнозування успішності імплантацій (наприклад

стоматологічних) і наголошується важливість інтеграції моделей із клінічною практикою.

Таким чином, незважаючи на значний прогрес, необхідна подальша адаптація та валідація моделей саме у контексті імплантаційних медичних пристроїв, із урахуванням багатовимірних даних та клінічних вимог.

1.3. Висновки до розділу 1

У першому розділі проведено комплексний огляд літератури щодо пролабування слизової оболонки шлунка в стравохід та сучасних методів математичного і статистичного аналізу для прогнозування та класифікації в медицині. Розглянуто клінічні аспекти феномену пролабування, його прояви під час ендоскопічного дослідження та вплив на стабільність імплантованих діагностичних і терапевтичних пристроїв. Виявлено, що медична література переважно описує пролабування якісно, без уніфікованих кількісних показників, що обмежує можливості для формалізованого аналізу та порівняння між пацієнтами.

У розділі також узагальнено сучасні математичні та статистичні підходи до моделювання медичних задач класифікації та прогнозування. Показано, що логістична регресія, факторний аналіз, моделі латентних змінних та нейромережеві методи дозволяють інтегрувати складні клінічні дані та отримувати прогностично значущі моделі. Наведено приклади з літератури, які демонструють застосування цих методів для оцінки ризиків ускладнень, прогнозування функціональних станів та класифікації пацієнтів у різних клінічних сценаріях.

Розглянуто переваги та обмеження різних моделей, зокрема чутливість до обсягу вибірки, проблеми мультиколінеарності та пояснювальність результатів. Встановлено, що інтеграція математичних і статистичних підходів створює основу для побудови стабільних, інтерпретованих та придатних для практичного застосування прогностичних систем.

Таким чином, перший розділ формує теоретико-методологічне підґрунтя для подальшого застосування математичного та статистичного аналізу у дослідженні пролабування стравоходу та прогнозуванні показань до імплантації діагностичних пристроїв. Він об'єднує медичний контекст із сучасними аналітичними методами, забезпечуючи основу для кількісної оцінки і моделювання складних клінічних процесів.

Список використаних джерел до розділу 1

1. Al Bataineh, A., & Manacek, S. (2022). MLP-PSO hybrid algorithm for heart disease prediction. *Journal of Personalized Medicine*, 12(8), 1208. <https://doi.org/10.3390/jpm12081208>
2. Amiri, Z., Heidari, A., & Navimipour, N. J., et al. (2024). The deep learning applications in IoT-based bio- and medical informatics: A systematic literature review. *Neural Computing and Applications*, 36, 5757–5797. <https://doi.org/10.1007/s00521-023-09366-3>
3. Bagley, S. C., White, H., & Golomb, B. A. (2001). Logistic regression in the medical literature: Standards for use and reporting, with particular attention to one medical domain. *Journal of Clinical Epidemiology*, 54(10), 979–985. [https://doi.org/10.1016/s0895-4356\(01\)00372-9](https://doi.org/10.1016/s0895-4356(01)00372-9)
4. Bernard, A., Cottenet, J., Pages, P. B., & Quantin, C. (2023). Is the validity of logistic regression models developed with a medico-administrative database inferior to models developed from clinical databases? *Preprints*. <https://doi.org/10.20944/preprints202310.0097.v1>
5. Bertonecelli, C. M., Altamura, P., Vieira, E. R., Iyengar, S. S., Solla, F., & Bertonecelli, D. (2020). PredictMed: A logistic regression-based model to predict health conditions in cerebral palsy. *Health Informatics Journal*, 26(3), 2105–2118. <https://doi.org/10.1177/1460458219898568>
6. Cabrera, J., Davis, M., Horn, D., Pfefferkorn, M., & Croffie, J. (2011). Esophageal pH Monitoring With the BRAVO Capsule: Experience in a Single

Tertiary Medical Center. *Journal of Pediatric Gastroenterology & Nutrition*, 53(4), 404–408. <https://doi.org/10.1097/MPG.0b013e3182203caa>

7. Clinical Anatomy. (n.d.). *Esophagogastric junction*. <https://www.clinicalanatomy.com/mtd/942-esophagogastric-junction>

8. Dasari, B. V., Neely, D., Kennedy, A., Spence, G., Rice, P., Mackle, E., & Epanomeritakis, E. (2014). The role of esophageal stents in the management of esophageal anastomotic leaks and benign esophageal perforations. *Annals of Surgery*, 259(5), 852–860. <https://doi.org/10.1097/SLA.0000000000000564>

9. Devlieger, I. (2019). *Factor score regression: Models for the analysis of variables and factors* [Doctoral dissertation, Ghent University]. Ghent University Academic Repository. <https://backoffice.biblio.ugent.be/download/8655145/8655146>

10. Esophagogastroduodenoscopy (EGD). (n.d.). In *ScienceDirect Topics: Medicine and Dentistry*. Elsevier. <https://www.sciencedirect.com/topics/medicine-and-dentistry/esophagogastroduodenoscopy>

11. Goda, K., Abe, K., Kanamori, A., Kondo, M., Kojimahara, S., Kanazawa, M., Tanaka, T., Nagashima, K., Suzuki, T., Yamamiya, A., Hoshi, K., Tominaga, K., Majima, Y., Iijima, M., & Irisawa, A. (2022). Advanced Endoscopy for Benign Esophageal Disease: A Review Focused on Non-Erosive Reflux Disease and Eosinophilic Esophagitis. *Healthcare*, 10(11), 2183. <https://doi.org/10.3390/healthcare10112183>

12. Goosenberg, E., & Vadakekut, E. S. (2025). Gastroesophageal reflux disease (GERD). In *StatPearls* [Internet]. StatPearls Publishing. <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/books/NBK554462/>

13. Gurski, R. R., Rosa, A. R. P. da, do Valle, E., de Borba, M. A., & Valiati, A. A. (2006). Extraesophageal manifestations of gastroesophageal reflux disease. *Jornal Brasileiro de Pneumologia (J Bras Pneumol)*, 32(2), 150–160. <https://doi.org/10.1590/s1806-37132006000200011>

14. Gyawali, C. P., et al. (2018). Modern diagnosis of GERD: The Lyon Consensus. *Gut*, 67(7), 1351–1362. <https://doi.org/10.1136/gutjnl-2017-314722>

15. Hindy, P., Hong, J., Lam-Tsai, Y., & Gress, F. (2012). A comprehensive review of esophageal stents. *Gastroenterology & Hepatology (N Y)*, 8(8), 526–534. <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC3533211/>
16. Hosmer, D. W., Lemeshow, S., & Sturdivant, R. X. (2013). Applied logistic regression (3rd ed.). Wiley. <https://pzs.dstu.dp.ua/DataMining/mls/bibl/logistic.pdf>
17. Hua, Y., Stead, T. S., George, A., & Ganti, L. (2025). Clinical risk prediction with logistic regression: Best practices, validation techniques, and applications in medical research. *Academic Medicine & Surgery*. <https://doi.org/10.62186/001c.131964>
18. Hudgi, A., Parthasarathy, S., Mirza, A., et al. (2026). Esophagogastroduodenoscopy (EGD). In *StatPearls* [Internet]. StatPearls Publishing. <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/books/NBK532268/>
19. John, A., Chowdhury, S. D., Kurien, R. T., David, D., Dutta, A. K., Simon, E. G., Abraham, V., Joseph, A. J., & Samarasam, I. (2020). Self-expanding metal stent in esophageal perforations and anastomotic leaks. *Indian Journal of Gastroenterology*, 39(5), 445–449. <https://doi.org/10.1007/s12664-020-01078-z>
20. Johns Hopkins Medicine. (n.d.). *Wireless esophageal pH test*. <https://www.hopkinsmedicine.org/health/treatment-tests-and-therapies/wireless-esophageal-ph-test>
21. Jung, D. H., Yun, H. R., Lee, S. H., et al. (2021). Endoscopic vacuum therapy for upper gastrointestinal transmural defects: Systematic review and meta-analysis. *Journal of Clinical Medicine*, 10(11), 2346. <https://doi.org/10.3390/jcm10112346>
22. Kahrilas, P. J., & Pandolfino, J. E. (2006). Hiatus hernia. *GI Motility Online*. Springer Nature. <https://doi.org/10.1038/gimo48>
23. Kahrilas, P. J., & Sifrim, D. (2008). High-resolution manometry and impedance-pH/manometry: Valuable tools in clinical and investigational esophagology. *Gastroenterology*, 135(3), 756–769. <https://doi.org/10.1053/j.gastro.2008.05.048>

24. Karatay, E., Gok, M. A., & Javadov, M. (2021). Measurement of hiatal surface area and other hiatus oesophageal diameters at computed tomography imaging in patients with gastroesophageal reflux disease and its relationship with hiatal hernia. *Journal of Minimal Access Surgery*, 17(4), 537–541. https://doi.org/10.4103/jmas.JMAS_175_20
25. Katz, L. C., Just, R., & Castell, D. O. (1994). Body position affects recumbent postprandial reflux. *Journal of Clinical Gastroenterology*, 18(4), 280–283. <https://doi.org/10.1097/00004836-199406000-00004>
26. Kirschniak, A., Subotova, N., Zieker, D., Königsrainer, A., & Kratt, T. (2011). The over-the-scope clip (OTSC) for the treatment of gastrointestinal bleeding, perforations, and fistulas. *Surgical Endoscopy*, 25(9), 2901–2905. <https://doi.org/10.1007/s00464-011-1640-2>
27. Kopelman, Y., & Triadafilopoulos, G. (2011). Endoscopy in the diagnosis and management of motility disorders. *Digestive Diseases and Sciences*, 56(2), 265–276. <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/21286936/>
28. Levin, M. D. (2025). X-ray imaging of the esophagus and lower esophageal sphincter and its role in the diagnosis of gastroesophageal reflux disease. *Mathews Journal of Gastroenterology & Hepatology*, 10(2), 31. <https://doi.org/10.30654/MJGH.10031>
29. Liu, S. W., Li, P., Li, X. Q., Wang, Q., Duan, J. Y., Chen, J., Li, R. H., & Guo, Y. F. (2025). Recent advances in machine learning for precision diagnosis and treatment of esophageal disorders. *World Journal of Gastroenterology*, 31(23), 105076. <https://doi.org/10.3748/wjg.v31.i23.105076>
30. Mandarino, F. V., Barchi, A., D'Amico, F., Fanti, L., Azzolini, F., Viale, E., Esposito, D., Rosati, R., Fiorino, G., Bemelman, W. A., Elmore, U., Barbieri, L., Puccetti, F., Testoni, S. G. G., & Danese, S. (2023). Endoscopic Vacuum Therapy (EVT) versus Self-Expandable Metal Stent (SEMS) for Anastomotic Leaks after Upper Gastrointestinal Surgery: Systematic Review and Meta-Analysis. *Life*, 13(2), 287. <https://doi.org/10.3390/life13020287>

31. Martyniuk, S. V., & Sydora, M. I. (2026). Integrating unmanned technologies into logistics problems. *Bukovinian Mathematical Journal*, 14(1), 43–53. <https://doi.org/10.31861/bmj2026.01.05>
32. Martyniuk, S. V., & Tsurkan, V. I. (2025). Construction of a stochastic mathematical game model using outcome matrix for input data. *Researches in Mathematics and Mechanics*, 30(2(46)), 31–47. [https://doi.org/10.18524/2519-206X.2025.2\(46\).354146](https://doi.org/10.18524/2519-206X.2025.2(46).354146)
33. Mennigen, R., Colombo-Benkman, M., Senninger, N., & Laukoetter, M. (2013). Endoscopic closure of postoperative gastrointestinal leakages and fistulas with the over-the-scope clip (OTSC). *Journal of Gastrointestinal Surgery*, 17(6), 1058–1065. <https://doi.org/10.1007/s11605-013-2156-y>
34. Mennigen, R., Harting, C., Lindner, K., et al. (2015). Comparison of endoscopic vacuum therapy versus stent for anastomotic leakage after esophagectomy. *Annals of Thoracic Surgery*, 100(4), 1202–1207. <https://doi.org/10.1016/j.athoracsur.2015.05.094>
35. Moss, M., Wellman, D. A., & Cotsonis, G. A. (2003). An appraisal of multivariable logistic models in the pulmonary and critical care literature. *Chest*, 123(3), 923–928. <https://doi.org/10.1378/chest.123.3.923>
36. Nazari, Y., Lngeroodi, P. F., Maddahi, M., Kobravi, S., Amin, M. R., Bargrizaneh, A. A., & Fouladi, S. (2025). Artificial intelligence models and predicting implant success. *Biomedical Research and Therapy*, 12(1), 7029–7038. <https://doi.org/10.15419/bmrat.v12i1.949>
37. Nguyen, N., Bell, R., Abu Dayyeh, B. K., Chang, K. J., Thosani, N. C., Canto, M. I., et al. (2024). American Foregut Society white paper on the endoscopic assessment of the gastroesophageal valve after anti-reflux surgery. *Foregut: The Journal of the American Foregut Society*, 5(2). <https://doi.org/10.1177/26345161241300480>
38. Nusinovici, S., Tham, Y. C., Yu Chak Yan, M., Li, J., Sabanayagam, C., & Wong, T. Y. (2020). Logistic regression was as good as machine learning for

predicting major chronic diseases. *Preventive Medicine*, S0895-4356(19)310194.
<https://doi.org/10.1016/j.ypmed.2020.106236>

39. Onimaru, M., Yoshida, A., Santi, E. G., et al. (2016). Microvasculature of the esophagus and gastroesophageal junction: Lesson learned from submucosal endoscopy. *World Journal of Gastrointestinal Endoscopy*, 8(17), 690–705.
<https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/27909548/>

40. Pace, F., Buscema, M., Dominici, P., Intraligi, M., Baldi, F., Cestari, R., Passaretti, S., Bianchi Porro, G., & Grossi, E. (2005). Artificial neural networks are able to recognize gastro-oesophageal reflux disease patients solely on the basis of clinical data. *European Journal of Gastroenterology & Hepatology*, 17(6), 605–610.
<https://doi.org/10.1097/00042737-200506000-00003>

41. Pan, L., Liu, X., Zhu, L., Yu, Z., Wang, J., Li, X., Zhang, W., Li, R., Wang, Z., Lu, H., Yang, S., Li, P., Su, Y., Hua, W., & Liang, Y. (2025). Machine learning-based prognostic models for mortality in patients receiving implantable cardioverter defibrillators. *Pacing and Clinical Electrophysiology*, 48(8), 906–916.
<https://doi.org/10.1111/pace.70008>

42. Panneerselvam, K., Jacob, J. S., Samuel, R. E., Tau, A., Ketwaroo, G. A., Abidi, W. M., & Sealock, R. J. (2023). Endoscopic vacuum therapy for treatment of spontaneous and iatrogenic upper gastrointestinal defects. *Clinical Endoscopy*, 56(6), 754–760. <https://doi.org/10.5946/ce.2022.177>

43. Papaefthymiou, A., Aslam, N., Norton, B., Telese, A., Murray, C., Murino, A., Johnson, G., Simons-Linares, R., & Haidry, R. (2025). Endoscopic Suturing for Defect Closure in the Upper Gastrointestinal Tract: A Retrospective Cohort Study. *Gastrointestinal Disorders*, 7(2), 29.
<https://doi.org/10.3390/gidisord7020029>

44. Parfentseva, N. O., & Holubova, H. V. (2023). Statistical Methods for Quality Control: A Tool for Data Analysis in the Statistica Package. *Statistics of Ukraine*, 1, 19–26. [https://doi.org/10.31767/su.1\(100\)2023.01.02](https://doi.org/10.31767/su.1(100)2023.01.02)

45. Rabe-Hesketh, S., & Skrondal, A. (2008). Classical latent variable models for medical research. *Statistical Methods in Medical Research*, 17(1), 5–32.
<https://doi.org/10.1177/0962280207081236>
46. Schober, P., & Vetter, T. R. (2021). Logistic regression in medical research. *Anesthesia & Analgesia*, 132(2), 365–366.
<https://doi.org/10.1213/ANE.00000000000005247>
47. Shafik, A., Shafik, A., El-Sibai, O., & Shafik, I. (2005). Physioanatomic study of the diaphragmatic crura: The identification of autonomous “gastroesophageal sphincter.” *Journal of Investigative Surgery*, 18(3), 135–142.
<https://doi.org/10.1080/08941930590956183>
48. Shepherd, H. A., Harvey, J., & Jackson, A. (1984). Recurrent retching with gastric mucosal prolapse: A proposed prolapse gastropathy syndrome. *Digestive Diseases and Sciences*, 29(4), 308–312.
<https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/6697852/>
49. Shirwaikar, R. D., Acharya, U. D., Makkithaya, K., M. S., Srivastava, S., & Lewis, U. L. E. S. (2019). Optimizing neural networks for medical data sets: A case study on neonatal apnea prediction. *Artificial Intelligence in Medicine*, 98, 59–76. <https://doi.org/10.1016/j.artmed.2019.07.008>
50. Smith, L. E., Smith, D. K., Blume, J. D., Siew, E. D., & Billings, F. T. IV. (2017). Latent variable modeling improves AKI risk factor identification and AKI prediction compared to traditional methods. *BMC Nephrology*, 18(1), 55.
<https://doi.org/10.1186/s12882-017-0465-1>
51. Spaander, M. C. W., van der Bogt, R. D., Baron, T. H., Albers, D., Blero, D., de Ceglie, A., Conio, M., Czako, L., Everett, S., Garcia-Pagán, J.-C., Ginès, A., Jovani, M., Repici, A., Rodrigues-Pinto, E., Siersema, P. D., Fuccio, L., & van Hooft, J. E. (2021). Esophageal stenting for benign and malignant disease: European Society of Gastrointestinal Endoscopy (ESGE) guideline — update 2021. *Endoscopy*, 53(7), 751–762. <https://doi.org/10.1055/a-1475-0063>
52. Tsurkan, V., & Martyniuk, S. (2025). Choosing the optimal strategy for a discrete dynamic cooperative game. *Bulletin of Taras Shevchenko National*

University of Kyiv. Physics and Mathematics, 81(2), 182-186.
<https://doi.org/10.17721/1812-5409.2025/2.28>

53. Verma, V., & Sinha, B. (2025). Logistic regression-based detection of Parkinson's disease. *Preprints*. <https://doi.org/10.20944/preprints202502.0239.v1>

54. Viana, A. T., Gonçalves, K. C. M., & Paez, M. S. (2024). Factor model for ordinal categorical data with latent factors explained by auxiliary variables applied to the Major Depression Inventory. *Journal of Applied Statistics*, 51(14), 2866–2893. <https://doi.org/10.1080/02664763.2024.2321913>

55. Wang, C.-C., Chiu, Y.-C., Chen, W.-L., Yang, T.-W., Tsai, M.-C., & Tseng, M.-H. (2021). A deep learning model for classification of endoscopic gastroesophageal reflux disease. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(5), 2428. <https://doi.org/10.3390/ijerph18052428>

56. Wu, H., Liao, B., Ji, T., Ma, K., Luo, Y., & Zhang, S. (2025). Comparison between traditional logistic regression and machine learning for predicting mortality in adult sepsis patients. *Frontiers in Medicine*, 11, 1496869. <https://doi.org/10.3389/fmed.2024.1496869>

57. Yamnenko, R., & Levchenko, V. (2025). Estimation of ruin probability for random sum of negative binomially distributed number of sub-Gaussian claims. *Bulletin of Taras Shevchenko National University of Kyiv. Series: Physics and Mathematics*, 1, 40–46. <https://doi.org/10.17721/1812-5409.2025/1.5>

58. Zhang, S., Joseph, A. A., Gross, L., Ghadimi, M., Frahm, J., & Beham, A. (2015). Diagnosis of gastroesophageal reflux disease using real-time magnetic resonance imaging. *Scientific Reports*, 5, 12112. <https://doi.org/10.1038/srep12112>

59. Галушко, О. (2024). Механізм взаємодії між недостатністю кардіальної розетки та інвагінацією слизової шлунка в стравохід. *Україна. Здоров'я нації*, 2, 51–54. <https://doi.org/10.32782/2077-6594/2024.2/08>

60. Галушко, О. (2025). Нейромережева модель прогнозування рівня ризику імплантаційного лікування пацієнтів із патологією шлунково-стравохідного з'єднання. *Системи та технології*, 70(2), 9-18. <https://doi.org/10.32782/2521-6643-2025-2-70.1>

61. Галушко, О. (2025). Прогностична модель логістичної регресії для оцінки показань до лікувальної імплантації при пролабуванні шлунку в стравохід або кардіальну ділянку шлунку. *Вісник Київського національного університету імені Тараса Шевченка. Фізико-математичні науки*, 80(2), 31-35. <https://doi.org/10.17721/1812-5409.2025/2.4>
62. Кімакович, В. Й., Нікішаєв, В. І., Тумак, І. М., та ін. (2008). *Ендоскопія травного каналу. Норма, патологія, сучасні класифікації*. Медицина Світу.

РОЗДІЛ 2

ПРИКЛАДНЕ СТАТИСТИЧНЕ ОЦІНЮВАННЯ ЗВ'ЯЗКІВ МІЖ ЗМІННИМИ У МОДЕЛІ ПРОЛАБУВАННЯ

У даному розділі здійснено систематичний аналіз клінічних, ендоскопічних та лабораторних показників у пацієнтів із патологією шлунково-стравохідного з'єднання. Мета розділу полягає у визначенні ключових факторів, що впливають на перебіг захворювання, оцінці їх клінічної значущості та виділенні предикторів, які можуть бути використані для побудови математичних моделей прогнозування показань до імплантації діагностичних і терапевтичних пристроїв.

Розділ структуровано у декілька підрозділів, кожен із яких вирішує окреме завдання. У підрозділі 2.1 представлено опис та класифікацію клінічних ознак, що характеризують стан пацієнтів, а також проведено оцінку їхньої частоти та вираженості. У підрозділі 2.2 проаналізовано ендоскопічні та морфометричні показники, які відображають структурні та функціональні зміни шлунково-стравохідного з'єднання та зв'язки між цими показниками. У підрозділі 2.3 здійснено порівняння отриманих показників між різними групами пацієнтів з урахуванням віку, статі та стадії захворювання до та після стандартного лікування, що дозволяє виділити фактори, найбільш релевантні для прогнозування клінічного результату.

Таким чином, розділ формує фундамент для подальшого математичного моделювання, забезпечуючи систематизоване та комплексне розуміння клінічних і діагностичних характеристик пацієнтів, що є необхідною передумовою для створення надійних і інтерпретованих моделей у наступному розділі.

2.1. Аналіз описових статистик змінних для моделей імплантації діагностичних систем у пацієнтів із патологією шлунково-стравохідного з'єднання

У даному підрозділі наведемо аналіз описових статистик для змінних, які були включені до моделей імплантації діагностичних систем у пацієнтів із патологією шлунково-стравохідного з'єднання (ШСЗ) або були такими, які розглядалися як предиктори, але у процесі моделювання були вилучені.

Зауважимо, що дослідження було проведене на основі вибірки з 558 пацієнтів ендоскопічного відділення комунального некомерційного підприємства “Кіровоградська обласна лікарня Кіровоградської обласної ради”.

Об'єктом дослідження є стравохід і шлунково-стравохідне з'єднання як анатомо-функціональна система, що характеризується визначеною просторовою конфігурацією та змінними станами слизової оболонки. У межах дослідження ця система розглядається як сукупність вимірюваних параметрів, придатних для кількісного опису та подальшого статистичного аналізу.

Параметри, що підлягають реєстрації, поділяються на дві групи: якісні (категоріальні) та кількісні (метричні).

До якісних параметрів належать морфологічні ознаки слизової оболонки у зоні шлунково-стравохідного переходу. Реєструється наявність або відсутність запально-реактивних змін, зокрема гіперемії та набряку. Гіперемія фіксується як зміна кольорових і судинних характеристик слизової. Набряк фіксується як збільшення товщини слизового шару. Ці ознаки розглядаються як індикатори локального функціонального навантаження в зоні переходу.

До кількісних параметрів належать морфометричні показники, що описують просторову конфігурацію стравоходу та шлунково-стравохідного з'єднання. Визначаються відстані від фіксованої реперної точки (верхні різці) до основних анатомічних орієнтирів. Реєструються: рівень верхнього стравохідного сфінктера, рівень діафрагмального звуження, висота

пролабування слизової оболонки шлунка у стравохід і протяжність пролабування. Усі зазначені параметри є метричними змінними.

Вимірювання виконуються методом ендоскопії з метричною орієнтацією, що забезпечує стандартизоване отримання числових значень відстаней за допомогою ендоскопів із нанесеною сантиметровою шкалою. Це формує однорідну систему вимірювань для всіх спостережень.

Кожне клінічне спостереження у дослідженні описується набором параметрів, що може бути поданий у вигляді вектору даних, який включає метричні змінні та категоріальні ознаки. Така структура даних є придатною для статистичної обробки, аналізу взаємозв'язків між параметрами та побудови математичних моделей функціонального стану шлунково-стравохідного з'єднання.

Окремо враховується можливий вплив пролабування слизової оболонки на локальні механічні умови в зоні переходу. Зміна геометрії та рухливості тканин може впливати на стабільність імплантованих або тимчасово фіксованих ендоскопічних пристроїв. Це створює підстави для подальшого аналізу взаємозв'язку між морфометричними параметрами шлунково-стравохідного з'єднання та ризиками ускладнень при ендоскопічних імплантаційних втручаннях.

Скарги пацієнтів у межах дослідження розглядаються як структурований набір суб'єктивних проявів, що підлягають формалізації через задані категорії та чіткі критерії фіксації. Формалізоване подання скарг забезпечує уніфікований опис симптоматики, можливість порівняння між пацієнтами та використання отриманих даних у статистичних і алгоритмічних моделях обробки інформації.

До параметрів, що реєструються, належать симптоми, характерні для гастроєзофагеальної рефлюксної хвороби різних типів: рефлюксні прояви, відчуття регургітації, тиск за грудиною та осиплість голосу. Кожен симптом фіксується як окрема бінарна змінна, що відображає його наявність за умови тривалості понад 30 днів.

Обраний набір скарг характеризується типовою асоціацією з рефлюксною патологією, достатньою діагностичною значущістю та можливістю однозначної формалізації. Це забезпечує придатність отриманих даних для подальшої стратифікації пацієнтів, аналізу взаємозв'язків із морфометричними параметрами та побудови моделей перебігу гастроєзофагеальної рефлюксної хвороби.

Почнемо із статеві-вікової структури вибірки. У таблиці 2.1 наведемо розподіл пацієнтів за віком і статтю. Градація на вікові групи була виконана згідно класифікації ВОЗ: молоді люди (18–44 роки), люди середнього віку (45–59 років), люди похилого віку (60–74 роки) та старші люди (75–89 років).

Таблиця 2.1.

Розподіл пацієнтів за віком і статтю*

		Стать		Всього
		ж	ч	
Вікова група	молоді	88	160	248
	середній вік	46	148	194
	похилий вік	27	71	98
	старші	6	12	18
Всього		167	391	558

*Джерело: створено автором на основі емпіричних даних.

У дослідження було включено 558 пацієнтів, серед яких більшість становили чоловіки – 391 особа (70,1%), тоді як жінок було 167 (29,9%).

За віком вибірка розподілилася таким чином: молодий вік – 248 осіб (44,4%); середній вік – 194 особи (34,8%); похилого віку – 98 пацієнтів (17,6%); старшого віку – 18 осіб (3,2%).

У кожній віковій групі зберігається переважання чоловіків. Зокрема: серед молодих 88 жінок (35,5%), 160 чоловіків (64,5%); серед осіб середнього віку 46 жінок (23,7%), 148 чоловіків (76,3%); серед пацієнтів похилого віку 27 жінок (27,6%), 71 чоловік (72,5%); у найстаршій групі 6 жінок (33,3%), 12 чоловіків (66,7%).

Склад вибірки є релевантним для математичного моделювання клінічних патернів гастроєзофагеальної рефлюксної хвороби, оскільки відповідає реальним характеристикам популяції пацієнтів із даною патологією. Такий склад вибірки забезпечує адекватність подальших аналітичних висновків і підвищує достовірність моделювання з точки зору відтворення епідеміологічної структури захворювання.

Наявність значного числа представників молодих та середніх вікових категорій дає змогу моделювати початкові стадії захворювання, а також ефекти віку і статі на прогресію або компенсацію.

Менша частка старших пацієнтів теж очікувана в клінічній практиці: багато літніх пацієнтів можуть мати супутні хвороби, через які ГЕРХ “маскується” або не є основною причиною звернення.

Скарги. Почнемо із описового аналізу скарг пацієнтів. Скарги виступатимуть важливими предикторами у моделях імплантованих діагностичних систем лікування пацієнтів із патологією шлунково-стравохідного з’єднання. Відсутність скарги будемо позначати як 0, а її наявність як 1. Таким чином змінні щодо наявності/відсутності скарг будуть бінарними і в подальшому для їх використання в моделях, будуть використані спеціальні методи, які дозволяють роботу з такого типу змінними.

Проаналізовано чотири основні типи скарг, характерних для патології шлунково-стравохідного з’єднання. У таблиці 2.2 наведені розподіл пацієнтів за видами скарг.

Печія є одним із найпоширеніших клінічних проявів, який спостерігався у 199 пацієнтів (35,7%). Серед осіб із цим симптомом переважали чоловіки (162 випадки), тоді як жінки повідомляли про печію значно рідше (37 випадків). Відсутність цього симптому в частини обстежених пацієнтів свідчить про наявність у них інших, нетипових клінічних форм гастроєзофагеальної рефлюксної хвороби.

Таблиця 2.2.

Розподіл пацієнтів за скаргами*

		Стать		Всього
		ж	ч	
Скарги на печію	0	130	229	359
	1	37	162	199
Всього		167	391	558
		Стать		Всього
		ж	ч	
Скарги на відчуття регургітації	0	144	289	433
	1	23	102	125
Всього		167	391	558
		Стать		Всього
		ж	ч	
Скарги на відчуття тиску за грудиною	0	165	390	555
	1	2	1	3
Всього		167	391	558
		Стать		Всього
		ж	ч	
Скарги на відчуття осиплості голосу	0	165	373	538
	1	2	18	20
Всього		167	391	558

*Джерело: створено автором на основі емпіричних даних.

Регургітація спостерігалась у 125 обстежених (22,4%), переважно серед чоловіків (102 випадки), тоді як серед жінок цей симптом зафіксовано у 23 пацієнток. Подібно до печії, регургітація є типовим клінічним проявом патології шлунково-стравохідного з'єднання, проте характеризується нижчою частотою виникнення.

Відчуття тиску за грудиною виявлено лише у 3 пацієнтів (0,5%), що свідчить про рідкісну зустрічальність цього симптому. Такий прояв може бути зумовлений гастроезофагеальним рефлюксом, однак частіше спостерігається при серцево-судинних або функціональних порушеннях. Невелика кількість випадків у дослідженій вибірці свідчить про низьку специфічність цього симптому щодо патології шлунково-стравохідного з'єднання.

Осиплість голосу відзначалася у 20 пацієнтів (3,6%), переважно серед чоловіків (18 випадків), тоді як серед жінок цей симптом спостерігався лише у 2 осіб. Такий прояв може бути наслідком ларингофарингеального рефлюксу

– форми гастроєзофагеального рефлюксу, при якій патологічне закидання шлункового вмісту поширюється вище рівня стравоходу, зумовлюючи запальні зміни слизової оболонки гортані та голосових складок.

Далі проаналізуємо ключовий показник **Наявність дефектів слизової класифікованих за Лос-Анджелівською класифікацією оцінки рефлюкс-езофагіту**. У таблиці 2.3 наведений розподіл пацієнтів за наявністю дефектів за рівнем ускладнення. Змінну можна вважати як номінальною, так і порядковою, так як типи дефектів оцінені шкалою за ступенем ураження.

Таблиця 2.3.

Розподіл пацієнтів за дефектами за Лос-Анджелівською класифікацією оцінки рефлюкс-езофагіту*

		Стать		Всього
		ж	ч	
Наявність дефектів слизової класифікованих за Лос-Анджелівською класифікацією оцінки рефлюкс-езофагіту	0 – дефекти відсутні	131	213	344
	1 – дефекти типу А	0	7	7
	2 – дефекти типу В	19	99	118
	3 – дефекти типу С	17	72	89
Всього		167	391	558

*Джерело: створено автором на основі емпіричних даних.

У більшості пацієнтів (61,6%) ерозивні дефекти слизової оболонки стравоходу відсутні. Такий розподіл узгоджується з епідеміологічними даними, згідно з якими значна частка осіб із клінічними проявами гастроєзофагеальної рефлюксної хвороби має неерозивну форму (НЕРХ). Зокрема, у роботах [14] та [26] підтверджено, що неерозивна рефлюксна хвороба частіше трапляється у жінок, тоді як ерозивний езофагіт переважає серед чоловіків.

Дефекти слизової оболонки типу А спостерігаються рідко (1,3%), що відповідає даним, характерним для клінічних вибірок. Це може бути пов'язано з тим, що пацієнти з мінімально вираженими ерозивними змінами часто не

звертаються по медичну допомогу через незначну або інтермітуючу симптоматику. За результатами дослідження [23], проведеного з метою оцінки відтворюваності Лос-Анджелеської класифікації, дефекти слизової ступеню А зустрічаються рідше, проте класифікація дозволяє їх надійно верифікувати навіть за мінімальної виразності морфологічних змін слизової оболонки стравоходу.

Найчастіше серед ерозивних форм зустрічається тип В (21,1%), що характерно для клінічно значущих випадків ГЕРХ. Такі дані підтримуються дослідженнями великих когорт та інтерпретацією значущості LA-стадій у діагностиці [2].

Тяжкі ураження типу С складають 15,9%, що вказує на достатню представленість пацієнтів із вираженим ерозивним езофагітом у вибірці. Гендерні та клінічні особливості тяжких випадків ГЕРХ (включно зі змінною частотою у чоловіків) також підтверджуються в літературі.

Уражень типу D серед пацієнтів у вибірці не зафіксовано.

Наступний показник аналізу – це показник **висоти верхнього стравохідного сфінктера** (таблиця 2.4).

Таблиця 2.4.

Розподіл пацієнтів за висотою верхнього стравохідного сфінктера (см)*

		Стать		Всього
		ж	ч	
Висота верхнього стравохідного сфінктера	16	27	159	186
	17	140	232	372
Всього		167	391	558

*Джерело: створено автором на основі емпіричних даних.

Показник є кількісним, але фактично для нашої вибірки висота набувала значень 16 та 17 см. Це пояснюється ендоскопічною практикою, де позицію сфінктера вимірюють “до найближчого см”. Зауважимо, що так як дана змінна набуває лише двох значень, то ми можемо її класифікувати як бінарну і далі застосовувати до неї методи аналізу для бінарних змінних.

У групі значення 16 см чоловіків значно більше (159 осіб, 40,7 % від усіх чоловіків) проти 27 жінок (16,2 % від усіх жінок). У групі значення 17 см жінок порівняно більше (140 осіб, 83,8 % від усіх жінок) ніж у 16 см категорії, але все ще багато чоловіків (232 осіб, 59,3 % від усіх чоловіків).

У дослідженні [11] наведено середню висота верхнього стравохідного сфінктера рівною 16,9 см, що узгоджується із результатами даного дослідження. Середнє значення у нашому випадку рівне 16,7 см.

Вимір висоти верхнього стравохідного сфінктера може бути корисним як ендоскопічний орієнтир або як змінна в моделюванні (наприклад, як контрольний коефіцієнт), тому доцільно розглядати даний показник як змінну коригування в моделях (регресії), але не як основний предиктор, якщо інші анатомічні або функціональні показники домінують.

Далі розглянемо **показник діафрагмального звуження** (таблиця 2.5).

Таблиця 2.5.

Розподіл пацієнтів за показником діафрагмального звуження (см)*

		Стать		Всього
		ж	ч	
Показник діафрагмального звуження	37	2	0	2
	38	103	83	186
	39	31	162	193
	40	26	135	161
	41	1	5	6
	42	1	0	1
	43	1	2	3
	44	2	4	6
Всього		167	391	558

*Джерело: створено автором на основі емпіричних даних.

Зауважимо, що показник кількісний, але так як змінна дискретна, іноді в моделях кожне значення буде розглядатися окремо. Наприклад, у нейромережевій моделі представлений у підрозділі 3.3 даний показник модель класифікує як порядковий, так як він має невеликий діапазон цілих значень у межах від 37 до 44 см [18].

Найпоширеніші значення: значення 38 см мають 186 пацієнтів (33,3 %); значення 39 см – 193 пацієнти (34,6 %) – це найбільша категорія; значення 40 см – 161 пацієнт (28,9 %). Отже, приблизно 96,8% ($186 + 193 + 161 = 540$ з 558) пацієнтів мають діафрагмальне звуження у межах 38–40 см, що є досить вузьким розподілом.

Дуже низькі значення (37 см): лише 2 пацієнти, обидва – жінки.

Найвищі: 44 см – 6 пацієнтів; 43 см – 3 пацієнти; 42 см – 1 пацієнт. Ці крайні значення представлені дуже рідко.

У жінок велика частина звуження зосереджена на 38 см (103 жінки) і 39 см (31). У чоловіків найбільша кількість у категоріях 39 см (162 чоловіки) та 40 см (135 чоловіків).

Це може вказувати на те, що у чоловіків “звуження” (анатомічна “довжина до звуження”) трохи “більше” (в см) ніж у жінок, тобто середнє значення у чоловіків зсувається в бік вищих значень.

Таким чином у представленій вибірці діафрагмальне звуження переважно знаходиться в межах 38–40 см, що є досить компактним діапазоном і може відображати типовий анатомічний варіант або легкі варіації при ГЕРХ та інших захворювань.

Гендерні відмінності говорять про те, що чоловіки мають трохи більші значення (39–40 см) порівняно з жінками (в більшості 38 см), що може мати клінічне значення (наприклад, більший діафрагмальний отвір або іншу анатомію).

Наступним ключовим показником є **показник висоти пролабування шлунку в стравохід.**

Визначення цього параметра можливе завдяки застосуванню ендоскопії з метричною орієнтацією, яка дає змогу точно фіксувати відстань від різців до шлунково-стравохідного з’єднання та верхньої межі пролабованої ділянки. Такий підхід забезпечує кількісну оцінку ступеня пролабування і дозволяє стандартизувати результати між пацієнтами. Подібний принцип метричного

визначення анатомічних орієнтирів ендоскопічним шляхом описаний у роботах [3; 6; 24].

Таблиця 2.6.

Розподіл пацієнтів за показником висоти пролабування шлунку в стравохід або кардіальну ділянку шлунку (см)*

		Стать		Всього
		ж	ч	
Показник висоти пролабування шлунку в стравохід або кардіальну ділянку шлунку	34	1	1	2
	35	105	80	185
	36	4	13	17
	37	44	241	285
	38	8	48	56
	39	2	1	3
	40	1	4	5
	41	2	3	5
Всього		167	391	558

*Джерело: створено автором на основі емпіричних даних.

Найчастіші значення: пролабування висотою 37 см – 285 пацієнтів (51,1 %) найбільш поширене; друге за поширеністю значення – 35 см (185 пацієнтів, 33,1%). Разом, значення 35 см та 37 см становлять 84,2 % вибірки, тобто більшість пацієнтів мають середню висоту пролабування.

Менш поширені категорії: 36 см – 17 пацієнтів (3,0 %); 38 см – 56 пацієнтів (10 %); 34, 39–41 см – дуже рідко (менше 1 % для кожного значення).

Жінки найбільше представлені у категорії 35 см (105 осіб, 62,9 % від усіх жінок), також помітна група на 37 см (44 особи, 26,3 %). Чоловіки переважають у категорії 37 см (241 осіб, 61,6 % від усіх чоловіків), друга – 35 см (80 осіб, 20,5 %). Тобто у чоловіків висота пролабування трохи більша в середньому. Гендерні відмінності можуть частково пояснювати різну схильність до симптомів ГЕРХ та ерозивних змін.

Наступний ключовий показник дослідження – це **протяжність пролабування**. Пролабування слизової оболонки шлунку в стравохід виявлено у частини пацієнтів. Такий феномен розглядається як ендоскопічна

ознака функціональної недостатності нижнього стравохідного сфінктера та часто поєднується з гастроєзофагеальним рефлюксом, грижами стравохідного отвору діафрагми та шлунково-стравохідного пролапсу .

Він розраховується на основі двох попередніх показників як різниця між значенням показника діафрагмального звуження та показника висоти пролабування шлунку в стравохід.

Фактично це кількісна змінна, так як показник вимірюється у сантиметрах, але у нашому випадку фіксуються лише цілі значення у діапазоні від 0 до 4, тому дану змінну можемо класифікувати як і порядкову.

У таблиці 2.7 наведений розподіл змінної за статтю.

Таблиця 2.7.

Розподіл пацієнтів за протяжністю пролабування (см)*

		Стать		Всього
		ж	ч	
Показник протяжності пролабування	0	1	3	4
	2	33	201	234
	3	132	179	311
	4	1	8	9
Всього		167	391	558

*Джерело: створено автором на основі емпіричних даних.

Найчастіше зустрічається пролабування середньої протяжності (категорія 3). Це 311 пацієнти (55,7%). Менш поширене пролабування меншої протяжності (категорія 2) – 234 пацієнти (41,9%). Велика протяжність (категорія 4) зустрічається рідко – лише 9 пацієнтів (1,6%).

Гендерний розподіл протяжності пролабування показує, що жінки переважно мають пролабування середньої протяжності: у категорії 3 знаходяться 132 особи, що становить 79,0 % від усіх жінок, тоді як менша протяжність (категорія 2) спостерігається у 33 жінок (16,2 %), а тяжкі випадки (категорія 4) зустрічаються лише у 1 жінки (0,6 %). У чоловіків найчастіше спостерігаються помірні або середні пролабування: 201 особа (51,4 % від усіх

чоловіків) належить до категорії 2, 179 (45,8 %) – до категорії 3, і лише 8 чоловіків (2,0 %) мають тяжкі випадки (категорія 4). Таким чином, серед жінок переважає середня протяжність пролабування, тоді як чоловіки частіше мають помірне або середнє пролабування, а тяжкі випадки зустрічаються рідше, але серед чоловіків вони представлені частіше.

Наступний показник аналізу – це **показник розташування Z-лінії**. Аналогічно до показників діафрагмального звуження та висоти пролабування шлунку в стравохід або кардіальну ділянку шлунку, він є дискретною кількісною змінною.

Таблиця 2.8.

Розподіл пацієнтів за показником розташування Z-лінії (см)*

		Стать		Всього
		ж	ч	
Показник розташування Z-лінії	35	1	0	1
	36	70	55	125
	37	53	137	190
	38	22	139	161
	39	14	53	67
	40	1	1	2
	41	4	2	6
	42	2	4	6
Всього		167	391	558

*Джерело: створено автором на основі емпіричних даних.

Показник Z-лінії варіює в межах 35–42 см, але найбільш часто зустрічаються значення: 37 см – 190 пацієнтів (34,1%); 38 см – 161 пацієнт (28,9%); 36 см – 125 пацієнтів (22,4%). Разом ці три значення охоплюють 85,4% всієї вибірки.

У жінок Z-лінія розташована ближче до 36–37 см, що відповідає середньому значенню для нижчого стравоходу. У чоловіків Z-лінія розташована нижче (дистальніше) – частіше на 37–38 см, що може бути пов'язано з загалом більшою довжиною стравоходу у чоловіків, а також із збільшенням частоти дистальних зміщень при ГЕРХ.

Проаналізуємо **показник наявності ерозій в стравоході** та типи цих ерозій (таблиця 2.9).

У вибірці з 558 пацієнтів ерозії в стравоході відзначаються у 122 осіб (21,9%). Це означає, що більшість обстежених мають неерозивну форму ураження, що узгоджується з епідеміологічними даними, згідно з якими неерозивна рефлюксна хвороба становить 50–85% усіх випадків ГЕРХ [11]. Серед жінок ерозії виявлено лише у 12,6% (21 із 167), тоді як серед чоловіків – у 25,8% (101 із 391). Таким чином, частота ерозивних уражень серед чоловіків приблизно вдвічі вища. Це повністю відповідає світовим даним, які показують, що ерозивний езофагіт частіше зустрічається у чоловіків, тоді як у жінок переважає неерозивна форма [18].

Таблиця 2.9.

Розподіл пацієнтів за наявністю/відсутністю ерозій у стравоході*

		Стать		Всього
		ж	ч	
Наявність ерозій в стравоході	0	146	290	436
	1	21	101	122
Всього		167	391	558

*Джерело: створено автором на основі емпіричних даних.

Проаналізуємо розподіл ерозій за їх видами серед пацієнтів (таблиця 2.10).

У вибірці 558 пацієнтів найбільш поширеними є множинні ерозії, які спостерігаються у 93 осіб (16,7%). Поодинокі ерозії трапляються рідше – лише у 23 пацієнтів (4,1%). Ерозії, вкриті фібрином, виявлені у 111 пацієнтів (19,9%). Ерозії, вкриті гематином, зустрічаються найрідше – у 18 осіб (3,2%).

Множинні ерозії більш поширені, ніж поодинокі, що свідчить про більш виражене ураження слизової у частини пацієнтів. Ерозії, вкриті фібрином, зустрічаються частіше, ніж з гематином, що може відображати стадію загоєння або активність запального процесу.

Чоловіки мають вищу частоту всіх типів ерозій порівняно з жінками, що узгоджується з відомими даними про більшу схильність чоловіків до ерозивного езофагіту.

Поодинокі та гематинові ерозії є рідкісними, що свідчить про переважання множинних ерозивних форм у клінічній вибірці.

Таблиця 2.10.

Розподіл пацієнтів за видами ерозій у стравоході*

		Стать		Всього
		ж	ч	
Наявність множинних ерозій	0	151	314	465
	1	16	77	93
Всього		167	391	558
		Стать		Всього
		ж	ч	
Наявність поодиноких ерозій	0	163	372	535
	1	4	19	23
Всього		167	391	558
		Стать		Всього
		ж	ч	
Наявність ерозій вкритих фібрином	0	149	298	447
	1	18	93	111
Всього		167	391	558
		Стать		Всього
		ж	ч	
Наявність ерозій вкритих гематином	0	164	376	540
	1	3	15	18
Всього		167	391	558

*Джерело: створено автором на основі емпіричних даних.

Проаналізуємо показник наявності виразок в стравоході та типи цих ерозій. У таблиці 2.11 наведемо загальний розподіл наявності виразок для чоловіків і жінок.

Таблиця 2.11.

Розподіл пацієнтів за наявністю/відсутністю виразок у стравоході*

		Стать		Всього
		ж	ч	
Наявність виразок в стравоході	0	151	314	465
	1	16	77	93
Всього		167	391	558

*Джерело: створено автором на основі емпіричних даних.

У вибірці виразки в стравоході виявлені у 93 осіб (16,7%). Це свідчить, що у більшості пацієнтів виразкова форма ураження стравоходу зустрічається рідше, ніж ерозивна. Серед жінок виразки зареєстровані у 16 осіб (9,6%), тоді як серед чоловіків – у 77 осіб (19,7%). Таким чином, частота виразкових уражень серед чоловіків приблизно вдвічі вища.

Проаналізуємо розподіл виразок за їх видами серед пацієнтів (таблиця 2.12).

Таблиця 2.12.

Розподіл пацієнтів за видами виразок у стравоході*

		Стать		Всього
		ж	ч	
Наявність множинних виразок	0	152	316	468
	1	15	74	89
Всього		167	390	557
		Стать		Всього
		ж	ч	
Наявність поодиноких виразок	0	166	389	555
	1	1	2	3
Всього		167	391	558
		Стать		Всього
		ж	ч	
Наявність виразок вкритих фібрином	0	154	325	479
	1	13	66	79
Всього		167	391	558
		Стать		Всього
		ж	ч	
Наявність виразок вкритих гематином	0	162	369	531
	1	5	22	27
Всього		167	391	558

*Джерело: створено автором на основі емпіричних даних.

У вибірці 558 пацієнтів найбільш поширеними є множинні виразки, які спостерігаються у 89 осіб (16,0%). Поодинокі виразки трапляються рідше – лише у 3 пацієнтів (0,5%). Виразки, вкриті фібрином, зареєстровані у 79 осіб (14,1%), тоді як виразки, вкриті гематином, зустрічаються найрідше – у 27 пацієнтів (4,8%).

Множинні виразки більш поширені, ніж поодинокі, що свідчить про більш виражене ураження слизової у частини пацієнтів. Виразки, вкриті фібрином, зустрічаються частіше, ніж з гематином, що може відображати стадію загоєння або активність запального процесу.

Гендерний розподіл показує, що чоловіки мають вищу частоту всіх типів виразок порівняно з жінками. Серед жінок множинні виразки спостерігаються у 15 осіб (9,0%), поодинокі – у 1 (0,6%), фібринові – у 13 (7,8%), гематинові – у 5 (3,0%). Серед чоловіків множинні виразки зустрічаються у 74 осіб (19,0%), поодинокі – у 2 (0,5%), фібринові – у 66 (16,9%), гематинові – у 22 (5,6%).

Поодинокі та гематинові виразки є рідкісними, що свідчить про переважання множинних та фібринових форм виразок у клінічній вибірці, а більша їх частота у чоловіків узгоджується з даними про схильність чоловіків до тяжчих форм уражень стравоходу при ГЕРХ.

Наступний клінічний показник аналізу – це **наявність гіперемії в нижній третині стравоходу**.

Розподіл показника наведений у таблиці 2.13.

Таблиця 2.13.

Розподіл пацієнтів за наявністю/відсутністю гіперемії в нижній третині стравоходу*

		Стать		Всього
		ж	ч	
Гіперемія в нижній третині стравоходу	0	138	271	409
	1	29	120	149
Всього		167	391	558

*Джерело: створено автором на основі емпіричних даних.

У вибірці 558 пацієнтів гіперемія в нижній третині стравоходу виявлена у 149 осіб (26,7%). Це свідчить, що у більшості обстежених гіперемія не спостерігається, а у близько чверті пацієнтів є ознаки початкового запального процесу.

Гендерний розподіл показує, що чоловіки мають вищу частоту гіперемії порівняно з жінками: серед жінок гіперемія зареєстрована у 29 осіб (17,4% від усіх жінок), а серед чоловіків – у 120 осіб (30,7% від усіх чоловіків). Таким чином, чоловіки частіше мають прояви запального процесу в нижній третині стравоходу, що може відображати більшу схильність до ерозивних або тяжчих форм уражень при ГЕРХ.

Далі проведемо аналіз показника **наявності гіперемії слизової в шлунку** (таблиця 2.14). У вибірці 558 пацієнтів гіперемія слизової в шлунку спостерігалася у 479 осіб (85,9%). Це свідчить, що більшість обстежених мають ознаки початкового запального процесу або подразнення слизової шлунку.

Таблиця 2.14.

Розподіл пацієнтів за наявністю/відсутністю гіперемії слизової в шлунку*

		Стать		Всього
		ж	ч	
Наявність гіперемії слизової в шлунку	0	39	40	79
	1	128	351	479
Всього		167	391	558

*Джерело: створено автором на основі емпіричних даних.

Гендерний розподіл показує, що чоловіки частіше мають гіперемію: серед жінок – 128 осіб (76,6%), серед чоловіків – 351 особа (89,8%). Таким чином, у нашій вибірці чоловіки демонструють більш часте ураження слизової шлунку, що може відображати більш виражені прояви запального процесу.

Розподіл показника **Набряк слизової в субкардіальній ділянці** наведений у таблиці 2.15.

Таблиця 2.15.

Розподіл пацієнтів за наявністю/відсутністю набряку слизової в субкардіальній ділянці*

		Стать		Всього
		ж	ч	
Наявність набряку слизової в субкардіальній ділянці	0	143	281	424
	1	24	110	134
Всього		167	391	558

*Джерело: створено автором на основі емпіричних даних.

Наявність набряку слизової в субкардіальній ділянці відзначена у 134 осіб (24,0%). Це свідчить, що у більшості обстежених субкардіальна слизова не демонструє ознак набряку, а близько чверті пацієнтів мають прояви початкового запального процесу. Гендерний розподіл показує, що чоловіки частіше мають набряк: серед жінок – 24 особи (14,4%), серед чоловіків – 110 осіб (28,1%). Таким чином, у представленій вибірці чоловіки більш схильні до розвитку набряку слизової в субкардіальній ділянці, що може відповідати більш вираженій запальній реакції на рефлюкс.

Розподіл показника **Гіперемія слизової в субкардіальній ділянці** наведений у таблиці 2.16.

Таблиця 2.16.

Розподіл пацієнтів за наявністю/відсутністю гіперемії слизової в субкардіальній ділянці*

		Стать		Всього
		ж	ч	
Наявність гіперемії слизової в субкардіальній ділянці	0	134	177	311
	1	33	214	247
Всього		167	391	558

*Джерело: створено автором на основі емпіричних даних.

Гіперемія слизової в субкардіальній ділянці спостерігалася у 247 осіб (44,3%). Це свідчить, що майже половина пацієнтів має ознаки подразнення

або початкового запального процесу слизової в цій ділянці. Гендерний розподіл показує, що чоловіки частіше мають гіперемію: серед жінок – 33 особи (19,8%), серед чоловіків – 214 осіб (54,7%). Таким чином, у представлений вибірці чоловіки демонструють значно частіше прояви гіперемії слизової в субкардіальній ділянці, що може відповідати більш вираженому запальному процесу.

Розподіл показника **Набряк слизової в стравоході** наведений у таблиці 2.17.

Таблиця 2.17.

Розподіл пацієнтів за наявністю/відсутністю набряку слизової в стравоході*

		Стать		Всього
		ж	ч	
Наявність набряку слизової в стравоході	0	167	390	557
	1	0	1	1
Всього		167	391	558

*Джерело: створено автором на основі емпіричних даних.

У вибірці 558 пацієнтів наявність набряку слизової в стравоході спостерігалася лише у 1 пацієнта (0,2%). Це свідчить, що набряк слизової стравоходу є вкрай рідкісним у цій клінічній вибірці і практично не зустрічається. Таким чином, у більшості пацієнтів слизова стравоходу залишається без ознак набряку, що може свідчити про відносно низький рівень гострої запальної реакції у цій популяції.

І останній показник дослідження для подальшого моделювання – це фактор **куріння**. Розподіл пацієнтів за ознакою куріння наведений у таблиці 2.18.

У вибірці 558 пацієнтів куріння відзначалося у 206 осіб (36,9%), тоді як 352 пацієнти (63,1%) не курили. Це свідчить, що приблизно третина пацієнтів

має фактор ризику у вигляді куріння, що може впливати на розвиток та тяжкість уражень стравоходу і шлунку.

Таблиця 2.18.

Розподіл пацієнтів за ознакою куріння*

		Стать		Всього
		ж	ч	
Куріння	0	129	223	352
	1	38	168	206
Всього		167	391	558

*Джерело: створено автором на основі емпіричних даних.

Гендерний розподіл показує, що чоловіки частіше курять, ніж жінки: серед жінок – 38 осіб (22,8%), серед чоловіків – 168 осіб (43,0%). Таким чином, у представлений вибірці чоловіки мають значно вищу частоту куріння, що відповідає відомим епідеміологічним даним про більшу поширеність цієї шкідливої звички серед чоловіків [25].

2.2. Аналіз розподілів та кореляційної структури змінних

У цьому підрозділі здійснено попередній аналіз кількісних та якісних змінних, що будуть використані для побудови моделей оцінки показань до діагностичної імплантації при пролабуванні шлунку в стравохід або кардіальну ділянку шлунку. Для перевірки відповідності кількісних даних нормальному розподілу застосовано модифікований критерій Колмогорова–Смирнова. Виявлені відхилення від нормальності визначили використання непараметричних методів для оцінки кореляцій між клінічними, ендоскопічними та морфологічними показниками. Отримані результати дозволяють визначити ключові взаємозв'язки між симптомами, структурними змінами та анатомо-функціональними характеристиками, що формує основу для подальшого математичного моделювання показань до діагностичної імплантації.

При аналізі розподілів та кореляційної структури змінних важливу роль відіграє якість попередньої підготовки даних. Як показано у роботі [17], ефективна корекція артефактів у медичних сигналах дозволяє суттєво підвищити достовірність статистичних висновків і зменшити вплив шумів на результати моделювання.

При перевірці статистичних гіпотез щодо середніх значень та коваріаційної структури змінних доцільно використовувати спеціальні критерії для стохастичних процесів [7; 8], що було враховано при аналізі клінічних та морфометричних показників у даному дослідженні. Підходи до моделювання гаусівських стаціонарних стохастичних процесів також можуть бути використані як теоретична основа для подальшого розвитку математичних моделей у медичних дослідженнях [9].

Зауважимо, що у моделі оцінки показань до діагностичної імплантації при пролабуванні шлунку в стравохід або кардіальну ділянку шлунку будуть входити змінні різних типів: бінарні, номінальні, кількісні, порядкові. Тому для аналізу залежностей між різними типами змінних будуть використані наступні показники: коефіцієнт кореляції Спірмена, коефіцієнт рангово-бісеріальної кореляції, коефіцієнти контингенції ϕ і Крамера. Всі коефіцієнти, що застосовані у роботі є непараметричними, так як розподіли рядів даних для кількісних змінних не є нормально розподіленими, а також приймають лише цілі значення і фактично не можуть бути визначені як неперервні. Теоретичні аспекти дослідження випадкових величин із ненормальними законами розподілу та оцінювання їх характеристик активно розвиваються в сучасній теорії ймовірностей [19]. Для перевірки рядів на відповідність нормальному розподілу використовувався критерій Колмогорова-Смирнова. Всі перераховані критерії і коефіцієнти закладені у статистичному пакеті IBM SPSS Statistics. Основні можливості реалізації даних методів описані в [27].

Коротко наведемо теорію зазначених методів обробки і аналізу даних [15; 28].

Критерій Колмогорова-Смирнова. Нульова гіпотеза для критерію має вигляд:

$$H_0: F_n(x) = F(x),$$

де $F_n(x)$ – емпірична функція розподілу ймовірностей; $F(x)$ – функція нормального розподілу.

Нехай $F_n(x)$ представлена вибіркою $x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_n$ і:

$$F_n(x) = \begin{cases} 0, & x < x_1; \\ \frac{i}{n}, & x_i \leq x < x_{i+1}, \quad 1 \leq i \leq n-1; \\ 1, & x \geq x_n. \end{cases}$$

Для перевірки нульової гіпотези розглядається відстань між емпіричною і теоретичною функціями розподілу:

$$D_n = \sup_{|x| < \infty} |F_n(x) - F(x)|; \quad D_n^+ = \sup_{|x| < \infty} (F_n(x) - F(x));$$

$$D_n^- = - \inf_{|x| < \infty} (F_n(x) - F(x)).$$

Тут $\sup$ та $\inf$ – це точні верхня і нижня границі відповідних різниць. Для практичного застосування використовують формули:

$$D_n^+ = \max_{1 \leq i \leq n} \left(\frac{i}{n} - F(x) \right); \quad D_n^- = \max_{1 \leq i \leq n} \left(F(x) - \frac{i-1}{n} \right); \quad D_n = \max(D_n^+, D_n^-).$$

Статистика критерію для нормального розподілу розраховується на основі величини D_n :

$$D_n^H = D_n \left(\sqrt{n} - 0,01 + \frac{0,85}{\sqrt{n}} \right).$$

Критичні значення статистики $D_n^H(\alpha)$ для обраного рівня значущості α наведені в таблиці 2.19.

Таблиця 2.19.

Критичні значення статистики Колмогорова-Смирнова, модифікованої для перевірки нормальності розподілу

α	0,15	0,10	0,05	0,03	0,01
$D_n^H(\alpha)$	0,775	0,819	0,895	0,955	1,035

Якщо $D_n^H < D_n^H(\alpha)$, то гіпотеза нормальності розподілу не відхиляється.

Зауважимо, що у статистичному пакеті IBM SPSS Statistics стандартним рівнем встановлений $\alpha = 0,05$. Ми будемо використовувати саме його як для перевірки даних на відповідність нормальному розподілу, так і для оцінки значущості перерахованих непараметричних коефіцієнтів зв'язку між змінними.

Коефіцієнт рангової кореляції Спірмена. Для кількісних даних, які не відповідають нормальному розподілу будемо використовувати рангові коефіцієнти кореляції. Під рангом вибіркового значення випадкової величини будемо розуміти її номер у впорядкованій за зростанням вибірці. Відповідно для оцінки сили зв'язку випадкових величин використовуються не їх числові значення, а відповідні їм ранги.

Припустимо, що є вибірка випадкових величин (x, y) обсягу n , яким відповідають послідовності рангів R_i (для ряду x_i) і R_i^* (для ряду y_i). Знаходимо різниці рангів $d_i = R_i - R_i^*$ для кожної пари (x_i, y_i) . Коефіцієнт кореляції Спірмена визначається за формулою:

$$\rho = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n d_i^2}{n(n^2 - 1)}.$$

Його значення знаходяться в інтервалі від -1 до +1 ($\rho = 0$ вказує на відсутність кореляції).

Кореляція вважається значущою при $|\rho| > \rho_\gamma$, де $\rho_\gamma = u_{\frac{1+\gamma}{2}} \frac{1}{\sqrt{n-1}}$, $u_{\frac{1+\gamma}{2}} - \left(\frac{1+\gamma}{2}\right)$ -квантиль стандартного нормального розподілу, $\gamma = 1 - \alpha$.

Коефіцієнт точково-бісеріальної (рангово-бісеріальної) кореляції. При проведенні медичних досліджень часто виникає проблема виявлення взаємозв'язку між характеристиками, одна з яких може бути ранжована, а друга допускає тільки групування у дві групи за якісною ознакою (дихотомія). Однією із таких оцінок є коефіцієнт точково-бісеріальної кореляції

$$r_{\delta} = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{S} \sqrt{\frac{n_1 n_2}{n(n+1)}},$$

де n_1, n_2 – обсяги двох груп; $n = n_1 + n_2$; $\bar{x}_1, \bar{x}_2$ – середнє значення першої характеристики в двох групах, утворених у відповідності з другою характеристикою:

$$S^2 = \frac{n_1 S_1^2 + n_2 S_2^2}{n}; \quad S_1^2 = \frac{1}{n_1 - 1} \sum_{i=1}^{n_1} (x_i - \bar{x}_1)^2; \quad S_2^2 = \frac{1}{n_2 - 1} \sum_{i=1}^{n_2} (x_i - \bar{x}_2)^2.$$

Якщо $|r_{\delta}| > \rho_{\gamma}$, то кореляція вважається значущою.

Розглянемо аналогічну задачу для рангової кореляції, коли кількісна змінна не є нормально розподіленою або задана порядковою шкалою. У такому випадку коефіцієнт рангово-бісеріальної кореляції рівний

$$r_{\delta} = S \left\{ \frac{1}{4} n(n-1)[n(n-1) - n_1(n_1-1) - n_2(n_2-1)] \right\}^{1/2}.$$

Якщо $|r_{\delta}| > u_{\gamma} \sqrt{(2(2n+5))/(9n(n-1))}$, наявність кореляції визнається значущою з рівнем значущості $\alpha = 1 - \gamma$.

Статистична оцінка зв'язку між якісними ознаками (таблиця спряженості ознак). Випадкова величина може змінюватися в залежності від деяких ознак. Наприклад, певний медичний показник може залежати від наявності (чи відсутності) деякого симптому. По результатам спостережень над випадковою величиною, які класифіковані по наявності або відсутності досліджуваних ознак, потрібно відповісти на питання, чи існує зв'язок між ними, іншими словами: чи пов'язана наявність однієї ознаки з наявністю іншої. У даному випадку ми маємо перехід від точково-бісеріальної кореляції до вивчення залежності між двома (чи декількома) якісними ознаками.

Таблиця спряженості, в яких представлені значення досліджуваної випадкової величини, які класифіковані по якісним ознакам, називаються таблицями спряженості.

Якщо досліджується взаємозв'язок двох ознак A і B , то таблицею спряженості називається таблиця виду (таблиця 2.20):

Таблиця 2.20.

Таблиця спряженості 2x2

	B_1	B_2	$\sum$ по рядках
A_1	a	b	$n_{.1}$
A_2	c	d	$n_{.2}$
$\sum$ по стовпцях	$n_{1.}$	$n_{2.}$	n

Тут a – кількість елементів вибірки, що мають характеристику A_1 ознаки A і характеристику B_1 ознаки B ; b – кількість елементів вибірки, що мають характеристику A_1 ознаки A і характеристику B_2 ознаки B ; c – кількість елементів вибірки, що мають характеристику A_2 ознаки A і характеристику B_1 ознаки B ; d – кількість елементів вибірки, що мають характеристику A_2 ознаки A і характеристику B_2 ознаки B .

Коефіцієнт контингенції φ розраховується наступним чином:

$$\varphi = \frac{ad - bc}{\sqrt{(a + b)(a + c)(b + d)(c + d)}}$$

На практиці для перевірки гіпотези про існування зв'язку між досліджуваними ознаками використовується величина $\chi^2 = n \cdot \varphi^2$, яка при відсутності зв'язку розподіл χ^2 з $df = 1$ ступенем свободи.

З урахуванням поправки на неперервність статистика критерію контингенції для перевірки зв'язку ознак має вигляд

$$\chi^2 = \frac{n \left(|ad - bc| - \frac{n}{2} \right)^2}{(a + b)(a + c)(b + d)(c + d)},$$

де $n = a + b + c + d$.

Якщо $\chi^2 > \chi_{\alpha}^2(1)$, то з достовірністю γ зв'язок ознак A і B є значущим.

Зауважимо, що критерій $\chi_{\alpha}^2 = n \cdot \varphi^2$ застосовний при $n \geq 40$ і $a, b, c, d \geq 5$. Якщо ці умови не виконуються, то використовується точний критерій Фішера:

$$p = \frac{(a+b)!(c+d)!(a+c)!(b+d)!}{(a+b+c+d)!} \sum_{i=0}^a \frac{1}{(a+b-i)!(a+c-i)!(a+d-i)!}.$$

Якщо $p > \alpha$, то зв'язок буде значущим.

Коефіцієнт асоціації Крамера V розраховується для таблиць спряженості довільної розмірності (таблиця 2.21).

Розраховується наступним чином:

$$V = \sqrt{\frac{\chi^2}{n \cdot \min(r-1, k-1)}}, \quad \chi^2 = \sum_{i,j} \frac{\left(n_{ij} - \frac{n_{i.}n_{.j}}{n}\right)^2}{\frac{n_{i.}n_{.j}}{n}},$$

де r – кількість рядків; k – кількість стовпців.

Якщо $\chi^2 > \chi_{\text{кр}}^2(\alpha; df = (r-1)(k-1))$, то коефіцієнт V є статистично значущим, що свідчить про наявність зв'язку між якісними ознаками.

Таблиця 2.21.

Таблиця спряженості $r \times k$

	B_1	B_2	...	B_k	$\sum$ по рядках
A_1	n_{11}	n_{12}	...	n_{1k}	$n_{1.}$
A_2	n_{21}	n_{22}	...	n_{2k}	$n_{2.}$
...	...	...	...	...	...
A_r	n_{r1}	n_{r2}	...	n_{rk}	$n_{r.}$
$\sum$ по стовпцях	$n_{.1}$	$n_{.2}$		$n_{.k}$	n

Перед знаходженням коефіцієнтів кореляції і контингенції, проаналізуємо кількісні показники на відповідність нормальному розподілу. Результати тесту Колмогорова-Смирнова наведені у таблиці 2.23.

Таблиця 2.23.

**Результати тесту Колмогорова–Смирнова для кількісних
функціональних та анатомічних показників гастроезофагального
переходу***

Показник	Статистика D_n^H	Ступені свободи	Значущість
Висота верхнього стравохідного сфінктера	0,427	558	0,000
Показник протяжності пролабування	0,347	558	0,000
Показник діафрагмального звуження	0,202	558	0,000
Показник висоти пролабування шлунку в стравохід або кардіальну ділянку шлунку	0,304	558	0,000
Показник розташування Z-лінії	0,206	558	0,000

*Джерело: створено автором на основі емпіричних даних.

Із таблиці 2.23 видно, що всі показники розподілені не нормально, тому для аналізу зв'язків будуть використані непараметричні методи математичної статистики. Зауважимо, що хоч змінні і кількісні, але вони набувають лише цілих чисел, тому їх доцільніше класифікувати як такі, які підлягають використанню непараметричних методів.

На основі вказаних вище коефіцієнтів кореляції та асоціації проведемо аналіз залежностей між показниками у моделі пролабування ДО лікування. Для деяких ключових показників ми проведемо також дослідження зв'язків у випадку ПІСЛЯ лікування з метою порівняння та аналізу зміни даних зв'язків.

Спочатку проаналізуємо залежності між скаргами на основі коефіцієнту контингенції φ .

На основі таблиць спряженості та коефіцієнтів контингенції можемо зробити такі висновки щодо залежностей між скаргами.

Таблиця 2.24.

Таблиці спряженості між показниками скарг (для значущих зв'язків)*

Скарги на печію	Скарги на відчуття регургітації	
	0	1
0	345	14
1	88	111
Скарги на печію	Скарги на відчуття тиску за грудиною	
	0	1
0	359	0
1	196	3
Скарги на печію	Скарги на відчуття осиплості голосу	
	0	1
0	353	6
1	185	14
Скарги на відчуття регургітації	Скарги на відчуття тиску за грудиною	
	0	1
0	433	0
1	122	3
Скарги на відчуття регургітації	Скарги на відчуття осиплості голосу	
	0	1
0	424	9
1	114	11

*Джерело: створено автором на основі емпіричних даних.

Регургітація та печія. Регургітація майже завжди поєднується з печією (лише 14 ізольованих випадків регургітації без печії). Маємо помірний статистично значущий зв'язок ($\varphi = 0,596$; $p < 0,001$). Таким чином, регургітація є похідним проявом рефлюксних симптомів (печії).

Печія та тиск за грудиною. Скарги на тиск за грудиною практично відсутні (лише 3 випадки і вони завжди поєднуються з печією). У більшості випадків (359) обидві скарги відсутні. Маємо слабкий, але значущий зв'язок ($\varphi = 0,099$; $p = 0,045 < 0,05$ за критерієм Фішера). У великих вибірках слабкий зв'язок часто може бути значущим [20].

Печія та осиплість голосу. Скарги на осиплість голосу зустрічаються рідко (20 випадків із 558), але переважно у пацієнтів із печією (14 проти 6 випадків без печії). Це свідчить, що осиплість голосу може бути вторинним

проявом гастроєзофагеального рефлюксу. Маємо слабкий, але значущий зв'язок ($\varphi = 0,138$; $p = 0,001 < 0,05$). Осиплість голосу може розглядатися як ускладнений прояв печії.

Регургітація та тиск за грудиною. Всі випадки тиску за грудиною йдуть з регургітацією. Маємо слабкий, але значущий зв'язок ($\varphi = 0,137$; $p = 0,011 < 0,05$ за критерієм Фішера).

Регургітація та осиплість голосу. В 11 випадках регургітація поєднується з осиплістю проти 9 ізольованих випадків осиплості. Маємо слабкий, але значущий зв'язок ($\varphi = 0,151$; $p = 0,001 < 0,05$). Осиплість голосу може бути вторинним проявом регургітації.

Також проаналізуємо значущі (на стандартному рівні 0,05) коефіцієнти рангово-бісеріальної кореляції, коефіцієнти Крамера та коефіцієнти контингенції кожного виду скарг із клінічними симптомами і характеристиками.

Показник «Скарги на печію» має значущі зв'язки з наступними показниками: Гіперемія слизової в шлунку ($\varphi = -0,116$; $p = 0,006 < 0,05$); Гіперемія слизової в субкардіальній ділянці ($\varphi = -0,242$; $p < 0,001$); Наявність дефектів слизової класифікованих за Лос-Анджелівською класифікацією оцінки рефлюкс-езофагіту ($V = 0,847$; $p < 0,001$); Показник протяжності пролабування ($r_s = 0,209$; $p < 0,001$); Показник діафрагмального звуження ($r_s = 0,618$; $p < 0,001$); Показник висоти пролабування шлунку в стравохід ($r_s = 0,408$; $p < 0,001$); Показник розташування Z-лінії ($r_s = 0,566$; $p < 0,001$); Наявність ерозій в стравоході ($\varphi = 0,548$; $p < 0,001$); Наявність ерозій вкритих гематином ($\varphi = 0,203$; $p < 0,001$ за критерієм Фішера); Наявність виразок в стравоході ($\varphi = 0,490$; $p < 0,001$); Наявність множинних виразок ($\varphi = 0,483$; $p < 0,001$); Наявність виразок вкритих гематином ($\varphi = 0,251$; $p < 0,001$ за критерієм Фішера); Гіперемія в нижній третині стравоходу ($\varphi = 0,582$; $p < 0,001$).

Скарги на печію мають значущі зв'язки з ендоскопічними та функціональними ознаками гастроєзофагального рефлюксу. Найбільш виражені зв'язки спостерігаються з дефектами слизової за Лос-Анджелівською класифікацією, діафрагмальним звуженням, пролабуванням шлунку та зміщенням Z-лінії, що відображає анатомо-функціональну природу симптому. Позитивні зв'язки з ерозивно-виразковими ураженнями стравоходу підтверджують, що печія є клінічним проявом рефлюкс-езофагіту, тоді як слабкі або негативні кореляції з гіперемією слизової шлунку вказують на меншу роль запального процесу шлунку у формуванні цього симптому.

Аналогічні значущі зв'язки має показник «Скарги на відчуття регургітації» з показниками: Гіперемія слизової в шлунку ($\varphi = 0,218$; $p < 0,001$); Гіперемія слизової в субкардіальній ділянці ($\varphi = -0,211$; $p < 0,001$ за критерієм Фішера); Наявність дефектів слизової класифікованих за Лос-Анджелівською класифікацією оцінки рефлюкс-езофагіту ($V = 0,849$; $p < 0,001$); Показник протяжності пролабування ($r_s = 0,451$; $p < 0,001$); Показник діафрагмального звуження ($r_s = 0,637$; $p < 0,001$); Показник висоти пролабування шлунку в стравохід ($r_s = 0,279$; $p < 0,001$); Показник розташування Z-лінії ($r_s = 0,575$; $p < 0,001$); Наявність ерозій в стравоході ($\varphi = 0,215$; $p < 0,001$); Наявність множинних ерозій ($\varphi = 0,267$; $p < 0,001$); Наявність ерозій вкритих фібрином ($\varphi = 0,249$; $p < 0,001$); Наявність ерозій вкритих гематином ($\varphi = 0,145$; $p < 0,001$); Наявність виразок в стравоході ($\varphi = 0,625$; $p < 0,001$); Наявність множинних виразок ($\varphi = 0,638$; $p < 0,001$); Наявність виразок вкритих фібрином ($\varphi = 0,5594$; $p < 0,001$); Наявність виразок вкритих гематином ($\varphi = 0,32$; $p < 0,001$); Гіперемія в нижній третині стравоходу ($\varphi = 0,56$; $p < 0,001$).

Скарги на відчуття регургітації мають значущі зв'язки з ендоскопічними та функціональними ознаками гастроєзофагального рефлюксу. Найбільш виражені зв'язки виявлено з дефектами слизової за Лос-Анджелівською

класифікацією, показниками діафрагмального звуження, пролабування шлунку та зміщення Z-лінії, що свідчить про анатомо-функціональну природу симптому. Позитивні зв'язки з ерозивно-виразковими ураженнями стравоходу підтверджують, що регургітація є клінічним проявом вираженого рефлюкс-езофагіту, тоді як слабкі або негативні кореляції з гіперемією шлункової слизової вказують на меншу залученість запального процесу шлунку у формуванні цього симптому.

Наступні значущі зв'язки має показник «Скарги на відчуття осиплості голосу» з показниками: Гіперемія слизової в субкардіальній ділянці ($\varphi = -0,114$; $p = 0,01 < 0,05$ за критерієм Фішера); Наявність дефектів слизової класифікованих за Лос-Анджелівською класифікацією оцінки рефлюкс-езофагіту ($V = 0,214$; $p < 0,001$); висота верхнього стравохідного сфінктера ($r_s = 0,116$; $p = 0,006 < 0,05$); Показник діафрагмального звуження ($r_s = 0,145$; $p < 0,001$); Показник висоти пролабування шлунку в стравохід ($r_s = 0,09$; $p = 0,035 < 0,05$); Показник розташування Z-лінії ($r_s = 0,15$; $p < 0,001$); Наявність ерозій в стравоході ($\varphi = 0,085$; $p = 0,045 < 0,05$); Наявність множинних ерозій вкритих фібрином ($\varphi = 0,097$; $p = 0,027 < 0,05$); Наявність ерозій ($\varphi = 0,095$; $p = 0,025 < 0,05$); Наявність виразок в стравоході ($\varphi = 0,172$; $p < 0,001$); Наявність множинних виразок ($\varphi = 0,179$; $p < 0,001$); Наявність виразок вкритих фібрином ($\varphi = 0,198$; $p < 0,001$); Гіперемія в нижній третині стравоходу ($\varphi = 0,167$; $p < 0,001$).

Скарги на осиплість голосу мають слабкі, але значущі кореляційні зв'язки з ендоскопічними проявами рефлюкс-езофагіту - наявністю дефектів слизової за Лос-Анджелівською класифікацією, ерозивно-виразковими ураженнями та гіперемією нижньої третини стравоходу. Отримані дані свідчать, що охриплість може бути непрямим проявом гастроезофагеального рефлюксу, коли кислотний вміст досягає верхніх відділів стравоходу або гортані (фаринголарингеальний рефлюкс). Помірні зв'язки з показниками діафрагмального звуження, положення Z-лінії та висоти верхнього стравохідного сфінктера підтверджують роль анатомо-функціональних змін у

виникненні цього симптому, хоча клінічний прояв зазвичай є вторинним щодо основного рефлюкс-процесу.

Отримані результати свідчать, що між окремими клінічними скаргами існують як прямі, так і опосередковані взаємозв'язки. Найтісніший зв'язок спостерігається між печією та регургітацією ($\varphi = 0,596$; $p < 0,001$), що підтверджує спільну патогенетичну основу цих симптомів, обумовлену гастроезофагальним рефлюксом. Скарги на тиск за грудиною та осиплість голосу мають значно слабші, але статистично значущі зв'язки з печією та регургітацією, відображаючи більш складний або вторинний характер їх виникнення. При цьому осиплість голосу виявляється переважно у пацієнтів із симптомами рефлюксу, що узгоджується з концепцією фаринголарингеального рефлюксу. Водночас зв'язок між тиском за грудиною та осиплістю голосу є статистично незначущим ($\varphi = -0,014$; $p = 0,738$), що свідчить про незалежність цих проявів. Загалом аналіз підтверджує, що печія є центральним і базовим симптомом, навколо якого групуються інші клінічні прояви гастроезофагального рефлюксу. Цей симптоматичний аналіз взаємозв'язків матиме важливе значення про побудові моделей щодо можливості імплантації діагностичних пристроїв.

Ключовим показником дослідження виступає показник протяжності пролабування. Зауважимо, що показник протяжності пролабування розраховується як різниця між показником діафрагмального звуження та показником висоти пролабування шлунку в стравохід або кардіальну ділянку шлунку.

Дослідимо значущі зв'язки між цим показником і іншими показниками, які визначені у підрозділі 2.2.1 як потенційні для побудови моделей.

На основі наявних даних можна зробити комплексний висновок щодо зв'язків показника «Протяжність пролабування» з іншими клінічними та ендоскопічними показниками:

1. Зв'язки зі структурними змінами слизової шлунку та стравоходу.
Існує помірна кореляція з набряком ($r_s = 0,095$; $p = 0,025 < 0,05$) та

негативна кореляція з гіперемією слизової в субкардіальній ділянці ($r_s = -0,529$; $p < 0,001$), що свідчить: чим більша протяжність пролабування шлунку в стравохід, тим менший прояв цих змін у субкардіальній ділянці. Слабка позитивна кореляція з наявністю ерозій ($r_s = 0,086$; $p = 0,043 < 0,05$) і виразок ($r_s = 0,242$; $p < 0,001$) в стравоході, а також з гіперемією в нижній третині стравоходу ($r_s = 0,173$; $p < 0,001$), відображає легку тенденцію до збільшення ушкоджень слизової при збільшенні пролабування.

2. Зв'язки з клінічними симптомами. Позитивні кореляції зі скаргами на печію ($r_s = 0,209$; $p < 0,001$) та регургітацію ($r_s = 0,451$; $p < 0,001$) свідчать про те, що збільшення протяжності пролабування пов'язане з посиленням симптомів гастроєзофагеального рефлюксу, особливо регургітації.

3. Зв'язки з анатомічними параметрами. Негативна кореляція з висотою пролабування шлунку в стравохід ($\rho = -0,611$, $p < 0,001$) та показником діафрагмального звуження ($\rho = -0,208$; $p < 0,001$) вказує на комплексне анатомічне взаємозв'язування між пролабуванням шлунку та станом діафрагмального переходу. Незначна негативна кореляція з розташуванням Z-лінії ($\rho = -0,162$; $p < 0,001$) може свідчити про тенденцію до зміщення слизової стравоходу при пролабуванні.

4. Зв'язки зі статеві-віковими показниками. Слабка позитивна кореляція з віком ($\rho = 0,160$; $p < 0,001$) та слабка негативна кореляція зі статтю ($r_s = -0,277$; $p < 0,001$) свідчить про незначний вплив цих факторів на протяжність пролабування, так як жінки мають трохи більшу протяжність пролабування, а також з віком ця протяжність трохи збільшується.

Таким чином, протяжність пролабування є інтегрованим показником, що відображає як анатомо-функціональні зміни шлунку і стравоходу, так і клінічну симптоматику ГЕРХ. Сильніші негативні зв'язки спостерігаються з анатомо-функціональними параметрами, тоді як слабкі та помірні позитивні кореляції - з проявами ушкодження слизової та симптомами рефлюксу.

Також ключовим показником (надалі потужним і значущим предиктором у моделях) виступає Наявність дефектів слизової класифікованих за Лос-Анджелівською класифікацією оцінки рефлюкс-езофагіту. Проаналізуємо зв'язки даного показника з іншими ключовими показниками.

1. Зв'язки зі структурними змінами слизової шлунку та стравоходу. Наявні значущі позитивні кореляції з: гіперемією слизової шлунку ($V = 0,357$; $p < 0,001$); гіперемією в субкардіальній ділянці ($V = 0,381$ $p < 0,001$); наявністю ерозій ($V = 0,716$; $p < 0,001$) і виразок ($V = 0,636$; $p < 0,001$) в стравоході; клінічними проявами ушкоджень слизової в нижній третині стравоходу ($V = 0,690$; $p < 0,001$ для гіперемії, $\rho = 0,420$; $p < 0,001$ для показника висоти пролабування шлунку в стравохід). Ці дані свідчать, що наявність дефектів слизової за Лос-Анджелівською класифікацією тісно пов'язана з вираженими ендоскопічними ознаками ушкодження слизової шлунку та стравоходу.

2. Зв'язки з клінічними симптомами. Значущі позитивні кореляції зі: скаргами на печію ($V = 0,847$; $p < 0,001$); скаргами на регургітацію ($V = 0,849$; $p < 0,001$); осплістю голосу ($V = 0,214$; $p < 0,001$). Отже, ЛА-дефекти відображають вираженість симптомів гастроезофагеального рефлюксу, особливо печії та регургітації, що підкреслює клінічну значущість цього показника.

3. Зв'язки з анатомічними параметрами. Значущі позитивні кореляції з: показником діафрагмального звуження ($\rho = 0,703$; $p < 0,001$); висотою верхнього стравохідного сфінктера ($\rho = 0,542$; $p < 0,001$); розташуванням Z-лінії ($\rho = 0,630$; $p < 0,001$). ЛА-дефекти частково пов'язані з анатомо-функціональними змінами стравоходу, особливо в зоні діафрагмального звуження та нижньої третини стравоходу.

4. Зв'язки зі статеві-віковими показниками. Наявні значущі позитивні кореляція з віком ($\rho = 0,307$; $p < 0,001$) та статтю ($r_s = 0,211$; $p < 0,001$). Вікові та статеві фактори мають слабкий вплив на наявність ЛА-дефектів, хоча

у чоловіків та пацієнтів старшого віку спостерігається тенденція до більшої вираженості дефектів слизової.

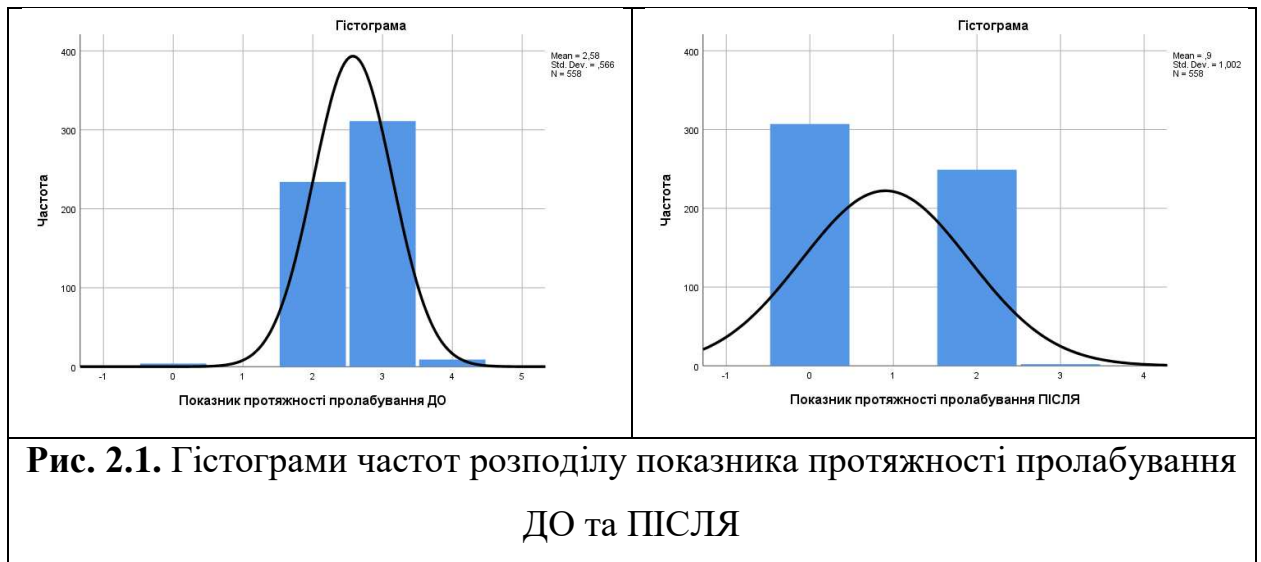
Отже, показник «Наявність дефектів слизової за Лос-Анджелівською класифікацією» є інтегрованим маркером тяжкості гастроєзофагеальної патології. Він відображає: ступінь структурних змін слизової шлунку та стравоходу; вираженість клінічної симптоматики (особливо печії та регургітації); частково анатомо-функціональні параметри стравоходу та шлунку. Сильні позитивні кореляції спостерігаються переважно з клінічними симптомами і структурними змінами, тоді як слабші зв'язки - з анатомічними та демографічними параметрами. Це підтверджує практичну значущість LA-дефектів як маркера прогресування гастроєзофагеальної рефлюксної хвороби.

2.3. Застосування непараметричних методів до оцінки змін до і після лікування

Нагадаємо, що ключовим показником дослідження є показник протяжності пролабування. Дослідимо його характеристики до та після лікування, а також визначимо відмінності за статтю та віковим групами.

На рис. 2.1 зображені гістограми розподілу показника протяжності пролабування ДО і ПІСЛЯ лікування.

При початковому обстеженні спостерігається наступна клінічна картина: у 41,9% пацієнтів (234 особи) протяжність пролабування становила 2 см; у 55,7% пацієнтів (311 осіб) - 3 см; у 1,6% пацієнтів (9 осіб) - 4 см; і лише у 0,7% пацієнтів (4 особи) пролабування було відсутнє.



Після проведеного лікування клінічна картина суттєво покращилася. У 55,0% пацієнтів (307 осіб) пролабування повністю відсутнє. У 44,6% (249 осіб) воно зберігалось на рівні 2 см, а лише у 0,4% (2 особи) – на рівні 3 см.

Для перевірки статистичної значущості зміни показника протяжності пролабування використаємо непараметричний критерій Вілкоксона, так як дані не є нормально розподіленими. Використані у підрозділі 2.3 статистичні методи наведені у [1; 12; 15; 16; 20; 21; 22; 28].

Нехай $X_i^{(ДО)}$ та $X_i^{(ПІСЛЯ)}$ – значення показника для i -го пацієнта до і після лікування. Обчислюємо різниці:

$$D_i = X_i^{(ПІСЛЯ)} - X_i^{(ДО)}.$$

Відкидаємо всі різниці, які рівні нулю. Присвоюємо ранги за абсолютними значеннями різниць $|D_i|$ від найменшого до найбільшого. Знак рангу визначається знаком різниці (+ або -): якщо $D_i > 0$ маємо позитивний ранг; якщо $D_i < 0$ маємо негативний ранг.

Далі обчислюємо суму рангів із позитивним знаком (T^+) та негативним знаком (T^-):

$$W^+ = \sum_{D_i > 0} R_i, \quad W^- = \sum_{D_i < 0} R_i.$$

Статистика тесту розраховується як

$$W = \min(W^+, W^-).$$

Для великих вибірок ($n > 20$) використовується z-перетворення:

$$Z = \frac{W - \frac{n(n+1)}{4}}{\sqrt{\frac{n(n+1)(2n+1)}{24}}}$$

де n – кількість ненульових різниць.

Асимптотична значущість розраховується на основі стандартного нормального розподілу.

Таким чином перевіряється нульова гіпотеза (з відповідною альтернативною):

H_0 : Медіана різниць $D_i = 0$ (немає змін ДО і ПІСЛЯ);

H_1 : Медіана різниць $D_i \neq 0$ (статистично значущі зміни ДО і ПІСЛЯ).

У нашому випадку ми маємо наступні результати тесту Вілкоксона. У таблиці 2.25 наведені статистики по рангам, а у таблиці 2.26 наведена статистика Z та значущість критерію.

Таблиця 2.25.

**Зміни показника протяжності пролабування ДО і ПІСЛЯ лікування
(тест Вілкоксона)***

		N	Середнє рангів	Сума рангів
Показник протяжності пролабування ПІСЛЯ - Показник протяжності пролабування ДО	Негативні ранги	552 ^a	276,50	152628,00
	Позитивні ранги	0 ^b	0,00	0,00
	Рівні пари	6 ^c		
	Всього	558		
а. Показник протяжності пролабування ПІСЛЯ < Показник протяжності пролабування ДО				
б. Показник протяжності пролабування ПІСЛЯ > Показник протяжності пролабування ДО				
с. Показник протяжності пролабування ПІСЛЯ = Показник протяжності пролабування ДО				

*Джерело: Розраховано автором на основі емпіричних даних.

Отже, маємо, що для 552 пацієнтів показник після лікування менший, ніж до. При цьому немає пацієнтів, для яких показник після лікування більший, ніж до. Також маємо 6 пацієнтів для яких показник не змінився.

Із таблиці 2.26 видно, що асимптотична значущість $p < 0,001$, відповідно результат статистично значущий і відмінність ДО та ПСЛЯ не випадкова.

Таблиця 2.26.

Статистичні показники тесту Вілкоксона для протяжності пролабування ДО та ПСЛЯ лікування*

	Показник протяжності пролабування ПСЛЯ - Показник протяжності пролабування ДО
Z	-20,797 ^a
Асимптотична значущість (двостороння)	0,000
а. На основі позитивних рангів.	

*Джерело: Розраховано автором на основі емпіричних даних.

Розрахуємо величину ефекту даного тесту як

$$r = \frac{|Z|}{\sqrt{n}} = \frac{20,797}{\sqrt{558}} = 0,88.$$

Тут розмір ефекту становить 0,88, що є дуже великим згідно з класифікацією розмірів ефектів Коена, яка становить 0,1 (малий ефект), 0,3 (помірний ефект) та 0,5 і вище (великий ефект).

Після проведеного лікування показник протяжності пролабування суттєво знизився у більшості пацієнтів, що підтверджує високу ефективність терапії. Змін у протилежному напрямку (підвищення показника) не спостерігалось.

Підсумовуючи аналіз описових статистик та тесту Вілкоксона бачимо, що після терапії спостерігається виражена позитивна динаміка: у більш ніж половини пацієнтів пролабування повністю усунулося, а у решти воно

зменшилося до мінімальних величин (не більше 2 см). Це свідчить про високу ефективність проведеного лікування та правильність обраної лікувальної тактики.

Далі проаналізуємо відмінності у показнику протяжності пролабування за статтю та віком. На рис. 2.2 наведені блочні діаграми, які відображають зміни за статтю до та після лікування.

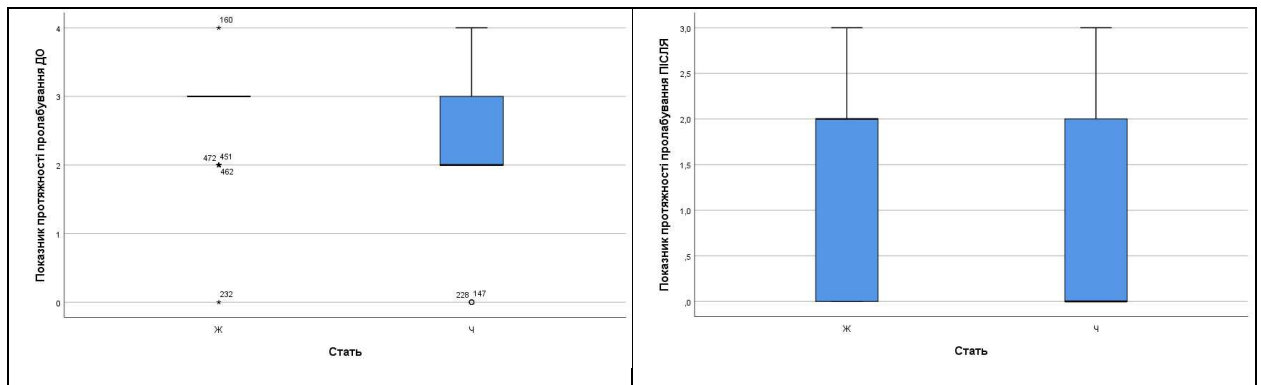


Рис. 2.2. Гістограми частот розподілів показника протяжності пролабування ДО та ПІСЛЯ за статтю

При початковому обстеженні серед жінок медіана показника протяжності пролабування становила 3 см, тоді як серед чоловіків – 2 см, що свідчить про більш виражене пролабування у жінок на початку дослідження. Коефіцієнт асиметрії у жінок був -2,145, що вказує на значну лівобічну асиметрію розподілу (переважання вищих значень показника), тоді як у чоловіків асиметрія була мінімальною (-0,211). Це додатково підтверджує, що у жіночої групи пролабування до лікування було більш вираженим і частішим.

Після проведеного лікування відбулося значне зниження протяжності пролабування в обох групах. Серед жінок медіана показника зменшилася з 3 см до 2 см, а серед чоловіків - із 2 см до 0 см, що свідчить про повне усунення пролабування у більшості чоловіків.

Таким чином, після лікування протяжність пролабування істотно знизилася у всіх пацієнтів, але вираженіше покращення спостерігалось серед чоловіків, де медіана зменшилась до нуля.

Проаналізуємо зміни у групах жінок та чоловіків за допомогою непараметричного тесту Манна-Уїтні. Критерій Манна-Уїтні, також відомий як критерій Вілкоксона для незалежних вибірок, застосовується для перевірки гіпотези про рівність розподілів двох незалежних вибірок. Це непараметричний тест, який не вимагає нормальності розподілу даних і є альтернативою t-критерію Стюдента для незалежних вибірок.

Нехай маємо дві незалежні вибірки:

$$X_1, X_2, \dots, X_{n_1}; \quad Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2},$$

з обсягами n_1 та n_2 відповідно.

Маємо такі нульову і альтернативну гіпотези:

H_0 : розподіли двох вибірок однакові;

H_1 : розподіли двох вибірок різні.

Фактично тест порівнює розподіли або медіани двох груп.

Об'єднуємо обидві вибірки у спільну множину $\{X_i\} \cup \{Y_j\}$, та присвоюємо ранги усім елементам за зростанням значень: для елементів з вибірки X , R_i - це ранг елемента X_i ; для елементів з вибірки Y , R_j^* - це ранг елемента Y_j .

Далі рахуємо суми рангів:

$$R_X = \sum_{i=1}^{n_1} R_i; \quad R_Y = \sum_{i=1}^{n_2} R_j^*.$$

Обраховуються значення статистик Манна-Уїтні для двох вибірок:

$$U_X = n_1 n_2 + \frac{n_1(n_1 + 1)}{2} - R_X; \quad U_Y = n_1 n_2 + \frac{n_2(n_2 + 1)}{2} - R_Y.$$

За статистику обирається мінімальне з двох значень:

$$U = \min(U_1, U_2).$$

Коли n_1 і $n_2 > 20$ (як у нашому випадку), статистику U можна апроксимувати нормальним розподілом:

$$Z = \frac{U - \mu_U}{\sigma_U}, \quad \mu_U = \frac{n_1 n_2}{2}, \quad \sigma_U = \sqrt{\frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 1)}{12}}.$$

Ця формула вірна, коли всі ранги унікальні. Якщо є зв'язні ранги, розподіл статистики U стає менш розсіяним, тому потрібно зменшувати дисперсію, вводячи поправку. Позначимо t_k – кількість елементів у k -й групі зв'язаних рангових значень (наприклад, якщо три елементи мають однакове значення, то $t_k = 3$). Тоді скоригована дисперсія обчислюється так:

$$\sigma_U = \sqrt{\frac{n_1 n_2}{n(n-1)} \left(\frac{n^3 - n}{12} - \sum_{j=1}^g \frac{(t_j^3 - t_j)}{12} \right)}, \quad n = n_1 + n_2.$$

Якщо $|Z| > Z_{\alpha/2}$ або значущість $p < \alpha$, то гіпотеза H_0 відхиляється, тобто розподіли X та Y різні.

Проаналізуємо відмінності у групах жінок та чоловіків у випадку до лікування (таблиці 2.27 та 2.28).

Таблиця 2.27.

Розподіл рангів показника протяжності пролабування за статтю (ДО)*

	Стать	N	Середній ранг	Сума рангів
Показник протяжності пролабування	ж	167	338,77	56574,00
	ч	391	254,19	99387,00
	Всього	558		

*Джерело: Розраховано автором на основі емпіричних даних.

Таблиця 2.28.

Результати перевірки відмінностей між групами за критерієм Манна–Уїтні (ДО)*

	Показник протяжності пролабування
Статистика Манна-Уїтні U	22751,000
Z	-6,539
Асимптотична значущість (двостороння)	,000
Групуюча змінна: Стать	

*Джерело: Розраховано автором на основі емпіричних даних.

Оскільки отримане значення $p < \alpha = 0,05$, нульова гіпотеза H_0 про відсутність відмінностей відхиляється. Це означає, що існує статистично

значуща різниця у показнику протяжності пролабування між жінками та чоловіками. Середній ранг у групі жінок ($R_{\text{ж}} = 338,77$) є вищим, ніж у групі чоловіків ($R_{\text{ч}} = 254,19$), що свідчить про більшу протяжність пролабування у жінок. Розмір ефекту помірний і рівний $r = \frac{|-6,539|}{\sqrt{558}} = 0,277$.

Аналогічно проаналізуємо відмінності у групах жінок та чоловіків у випадку після лікування (таблиці 2.29 та 2.30).

Таблиця 2.29.

Розподіл рангів показника протяжності пролабування за статтю

(ПІСЛЯ)*	Стать	N	Середній ранг	Сума рангів
Показник протяжності пролабування	ж	167	317,89	53087,50
	ч	391	263,10	102873,50
	Всього	558		

*Джерело: Розраховано автором на основі емпіричних даних.

Оскільки отримане значення $p < \alpha = 0,05$, нульова гіпотеза H_0 про відсутність відмінностей також відхиляється. Це означає, що у випадку після лікування залишається статистично значуща різниця у показнику протяжності пролабування між жінками та чоловіками. Середній ранг у групі жінок ($R_{\text{ж}} = 317,89$) залишається вищим, ніж у групі чоловіків ($R_{\text{ч}} = 263,10$), що свідчить про більшу протяжність пролабування у жінок. Розмір ефекту також помірний і рівний $r = \frac{|-4,26|}{\sqrt{558}} = 0,18$.

Таблиця 2.30.

Результати перевірки відмінностей між групами за критерієм Манна-Уїтні

(ПІСЛЯ)*	Показник протяжності пролабування
Статистика Манна-Уїтні U	26237,500
Z	-4,260
Асимптотична значущість (двостороння)	,000
Групуюча змінна: Стать	

*Джерело: Розраховано автором на основі емпіричних даних.

Отже, аналіз за медіанними значеннями та за критерієм Манна-Уїтні показує, що: до лікування пролабування було більш вираженим у жінок ($Me = 3$ см) порівняно з чоловіками ($Me = 2$ см); після лікування у чоловіків переважно відсутнє пролабування ($Me = 0$ см), тоді як у жінок залишаються поодинокі випадки незначного пролабування ($Me = 2$ см). Загалом результати свідчать про позитивну динаміку у обох групах, з вираженішим ефектом терапії у чоловіків.

Показник протяжності пролабування також було розглянуто з урахуванням вікових груп відповідно до класифікації ВООЗ: молоді люди (18–44 роки), люди середнього віку (45–59 років), люди похилого віку (60–74 роки) та старші люди (75–89 років). Такий підхід дозволяє оцінити вікові особливості перебігу процесу та виявити, у яких категоріях хворих терапія виявляється найбільш ефективною.

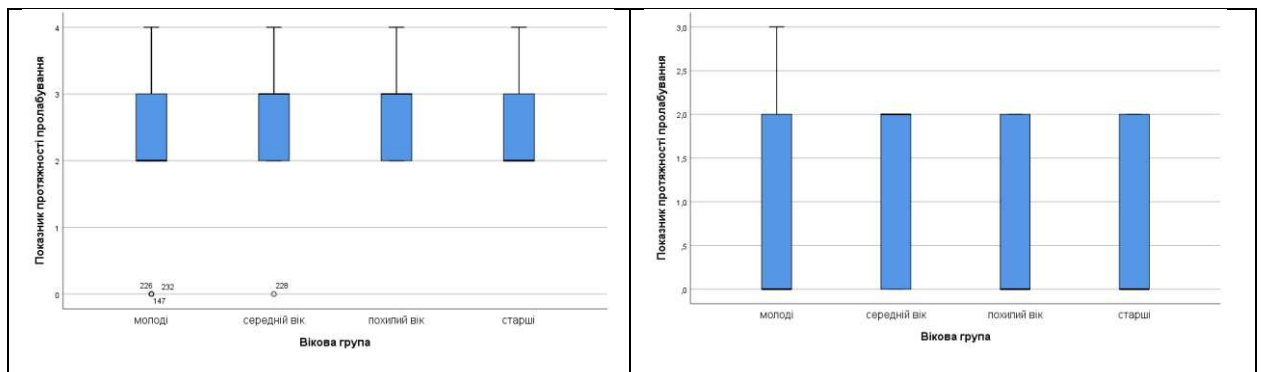


Рис. 2.3. Гістограми частот розподілів показника протяжності пролабування ДО та ПІСЛЯ за віковими групами

Молоді пацієнти (18–44 роки). До лікування медіана показника протяжності пролабування становила 2 см, а після лікування – 0 см. Це свідчить про повне усунення пролабування у більшості представників молодшої вікової групи. Значення асиметрії після лікування 0,571 вказує на переважання нижчих значень показника, що підтверджує позитивну динаміку.

Пацієнти середнього віку (45–59 років). До лікування медіана становила 3 см, після лікування – 2 см. Отже, у пацієнтів середнього віку пролабування зменшилося, але частково зберігається. Розподіл після лікування залишається дещо асиметричним (асиметрія рівна $-0,251$), що свідчить про наявність незначної кількості пацієнтів із залишковими проявами.

Пацієнти похилого віку (60–74 роки). До лікування медіана дорівнювала 3 см, після лікування – 0 см. Таким чином, у більшості пацієнтів цієї групи пролабування зникло або значно зменшилося, що демонструє ефективність терапії навіть у старших вікових категоріях.

Старші пацієнти (75–89 років). До лікування медіана була 2 см, після лікування – 0 см. Отже, навіть у найстаршій віковій групі спостерігається суттєве покращення, хоча амплітуда показника (діапазон 0–2 см) вказує на наявність поодиноких випадків неповного усунення показника протяжності пролабування.

Для виявлення різниць між віковими групами використаємо тест Крускала-Уолліса, який є непараметричним аналогом однофакторного дисперсійного аналізу (ANOVA) і використовується для порівняння трьох і більше незалежних груп.

Об'єднуємо всі спостереження X_{ij} , де $i = 1, \dots, k$ – номер групи, $j = 1, \dots, n_i$ – номер спостереження в групі. Далі присвоюємо ранги від найменшого до найбільшого. Середній ранг групи i обчислюється як:

$$\bar{R}_i = \frac{1}{n_i} \sum_{j=1}^{n_i} R_{ij},$$

де n_i – розмір групи i ; R_{ij} – ранг j -го спостереження в групі i .

Статистика Крускала-Уолліса розраховується як

$$H = \frac{12}{n(n+1)} \sum_{i=1}^k n_i \bar{R}_i^2 - 3(n+1),$$

де $n = \sum_{i=1}^k n_i$ – загальна кількість спостережень.

Якщо у тесті Крускала-Уолліса є повтори (однакові значення), то розраховується скорегована статистика:

$$H_{кор} = \frac{H}{1 - \frac{\sum_j(t_j^3 - t_j)}{n^3 - n}},$$

де t_j – кількість однакових спостережень у j -му наборі. Поправка зменшує H , якщо є повтори, що робить оцінку більш точною, зменшуючи ймовірність помилкового відхилення H_0 .

При $n \rightarrow \infty$ розподіл статистики H наближається до χ^2 -розподілу з $k - 1$ ступенем свободи:

$$H \sim \chi_{k-1}^2.$$

Критерій перевіряє гіпотезу

H_0 : Медіани всіх груп однакові,

при альтернативній

H_1 : Медіани хоча б двох груп відрізняються.

У таблицях 2.31 та 2.32 наведені результати за критерієм Крускала-Уолліса у вікових групах ДО і ПІСЛЯ.

Таблиця 2.31.

Середні ранги показника протяжності пролабування за віковими групами (тест Крускала–Уолліса)

	Вікова група	N	Середній ранг
Показник протяжності пролабування ДО	молоді	248	257,79
	середній вік	194	312,16
	похилий вік	98	273,29
	старші	18	260,39
	Всього	558	
Показник протяжності пролабування ПІСЛЯ	молоді	248	258,14
	середній вік	194	310,20
	похилий вік	98	275,98
	старші	18	262,11
	Всього	558	

*Джерело: Розраховано автором на основі емпіричних даних.

До лікування маємо статистично значущі відмінності показника протяжності пролабування між віковими групами до лікування ($p < 0,05$). Згідно з середніми рангами, найвищий показник був у групі осіб середнього віку (312,16), тоді як найменші значення спостерігалися серед молодих пацієнтів (257,79). Отже, до лікування пролабування було більш вираженим у пацієнтів середнього віку.

Після лікування також спостерігаються значущі відмінності між віковими групами ($p < 0,05$). Розподіл середніх рангів зберігає схожу тенденцію: особи середнього віку знову мають вищі ранги (310,20), порівняно з молодими (258,14), похилого віку (275,98) та старшими пацієнтами (262,11).

До і після лікування показник протяжності пролабування суттєво відрізняється між віковими групами. Найбільш виражене пролабування як до, так і після терапії спостерігається у пацієнтів середнього віку (45–59 років).

В усіх вікових категоріях спостерігається тенденція до зменшення пролабування після лікування, проте вікові відмінності зберігаються.

Таблиця 2.32.

Результати тесту Крускала–Уолліса для порівняння показника протяжності пролабування між віковими групами

	Показник протяжності пролабування ДО	Показник протяжності пролабування ПІСЛЯ
Статистика Крускала-Уолліса	17,071	15,634
Н		
Ступені свободи	3	3
Асимптотична значущість	0,001	0,001
Групуюча змінна: Вікова група		

*Джерело: Розраховано автором на основі емпіричних даних.

Підсумовуючи результати аналізу описових статистик та тесту Крускала-Уолліса бачимо, що усі вікові групи продемонстрували зниження протяжності пролабування після лікування, що підтверджує загальну ефективність терапії. Найвираженіше покращення відзначається серед

молодих та похилого віку пацієнтів, де пролабування після лікування здебільшого повністю відсутнє ($Me = 0$).

Наступним етапом дослідження є аналіз бінарних змінних, що відображають наявність або відсутність окремих клінічних характеристик у пацієнтів до та після лікування. Для цього було складено таблиці спряженості, які дозволили оцінити частоту прояву відповідних ознак. Для порівнянь результатів ДО і ПІСЛЯ був використаний непараметричний критерій Макнемара [12; 16; 12]. Він визначає, чи відбулася статистично значуща зміна частоти певної ознаки після втручання, коли спостереження ДО та ПІСЛЯ належать одним і тим самим об'єктам (парні вибірки).

Нехай маємо дві бінарні (дихотомічні) змінні, виміряні у тих самих об'єктів ДО і ПІСЛЯ лікування. Позначимо можливі стани як 1 – наявність ознаки, 0 – відсутність. Дані представляються у таблиці спряженості (Табл. 2.33).

Таблиця 2.33.

Таблиця спряженості для критерія Макнемара

	ПІСЛЯ=0	ПІСЛЯ=1	Разом
ДО=0	a	b	$a + b$
ДО=1	c	d	$c + d$
Разом	$a + c$	$b + d$	n

Критерій Макнемара перевіряє гіпотезу симетрії:

$$H_0: p_b = p_c,$$

де p_b – імовірність переходу з 1 до 0 (погіршення), p_c – імовірність переходу з 0 до 1 (покращення).

Якщо між цими частками немає різниці, то зміни ДО і ПІСЛЯ є випадковими. Якщо ж $p_b \neq p_c$, то ефект втручання статистично значущий.

У формулі статистики Макнемара використовуються тільки «невідповідні пари», тобто значення b і c , де відбулася зміна стану.

Для великих вибірок ($b + c \geq 25$) тестова статистика має χ^2 -розподіл з 1 ступенем свободи:

$$\chi^2 = \frac{(b - c)^2}{b + c}.$$

Щоб уникнути переоцінки значущості, застосовується поправка Йейтса (виправлення неперервності - Continuity Corrected):

$$\chi^2 = \frac{(|b - c| - 1)^2}{b + c}.$$

Для малих вибірок ($b + c < 25$) χ^2 -апроксимація може бути неточною, тому використовують точний тест Макнемара за біноміальним розподілом:

$$p = 2 \times \sum_{i=b}^n \binom{n}{i} \left(\frac{1}{2}\right)^i \left(1 - \frac{1}{2}\right)^{n-i}.$$

У таблиці 2.34 наведені таблиці спряженості для наступних клінічних симптомів (ДО та ПІСЛЯ): наявність гіперемії слизової в шлунку; наявність набряку слизової в субкардіальній ділянці; наявність гіперемії слизової в субкардіальній ділянці; наявність набряку слизової в стравоході; наявність гіперемії в нижній третині стравоходу.

За результатами таблиць 2.34 та 2.35 можемо зробити такі висновки за обраними симптомами.

Наявність гіперемії слизової в шлунку. До лікування: 322 пацієнти, які мали її ДО, не мають її ПІСЛЯ лікування.

Так як асимптотична значущість $p < 0,001$, то зміни статистично значущі, лікування ефективно зменшило частоту гіперемії.

За результатами таблиць 2.34 та 2.35 можемо зробити такі висновки за обраними симптомами.

Наявність гіперемії слизової в шлунку. До лікування: 322 пацієнти, які мали її ДО, не мають її ПІСЛЯ лікування.

Таблиця 2.34.

Таблиці спряженості для клінічних симптомів ДО та ПІСЛЯ лікування*

Наявність гіперемії слизової в шлунку ДО	Наявність гіперемії слизової в шлунку ПІСЛЯ	
	0	1
0	79	0
1	322	157
Наявність набряку слизової в субкардіальній ділянці ДО	Наявність набряку слизової в субкардіальній ділянці ПІСЛЯ	
	0	1
0	424	0
1	106	28
Наявність гіперемія слизової в субкардіальній ділянці ДО	Наявність гіперемія слизової в субкардіальній ділянці ПІСЛЯ	
	0	1
0	311	0
1	203	44
Наявність набряку слизової в стравоході ДО	Наявність набряку слизової в стравоході ПІСЛЯ	
	0	1
0	557	0
1	1	0
Наявність гіперемії в нижній третині стравоходу ДО	Наявність гіперемії в нижній третині стравоходу ПІСЛЯ	
	0	1
0	409	0
1	143	6

*Джерело: Розраховано автором на основі емпіричних даних.

Так як асимптотична значущість $p < 0,001$, то зміни статистично значущі, лікування ефективно зменшило частоту гіперемії.

Таблиця 2.35.

Зв'язок клінічних симптомів до та після лікування (результати тесту Макнемара)*

	Наявність гіперемії слизової в шлунку ДО & ПІСЛЯ	Наявність набряку слизової в субкардіальній ділянці ДО & ПІСЛЯ	Наявність гіперемії слизової в субкардіальній ділянці ДО & ПІСЛЯ	Наявність набряку слизової в стравоході ДО & ПІСЛЯ	Наявність гіперемії в нижній третині стравоходу ДО & ПІСЛЯ
N	558	558	558	558	558
χ^2_b	320,003	104,009	201,005		141,007
Асимптотична значущість	,000	,000	,000		,000
Точна значущість (двобічна)				1,000 ^c	
b. З урахуванням поправки на неперервність (Йейтса)					
c. Використано біноміальний розподіл.					

*Джерело: Розраховано автором на основі емпіричних даних.

Наявність набряку слизової в субкардіальній ділянці. 106 пацієнтів, які мали набряк ДО, не мають його ПІСЛЯ. Так як асимптотична значущість $p < 0,001$, то відбулося статистично достовірне зменшення набряку після терапії.

Наявність гіперемії слизової в субкардіальній ділянці. 203 пацієнти, які мали гіпермію ДО, не мають її ПІСЛЯ. Знову $p < 0,001$, відповідно маємо значне і статистично достовірне покращення.

Наявність набряку слизової в стравоході. Практично всі пацієнти (557 з 558) були без набряку; тільки 1 випадок зміни. χ^2 не розраховується, точна значущість (двобічна) = 1 (використовується біноміальний розподіл). Відповідно немає статистично значущих змін, симптом майже відсутній і до, і після лікування.

Наявність гіперемії в нижній третині стравоходу. 143 пацієнти, які мали даний симптом, не мають його після. Тут $p < 0,001$, тому зменшення частоти гіперемії є статистично значущим, лікування ефективне.

Таким чином у більшості симптомів спостерігається значне і достовірне зменшення частоти проявів після лікування. Виняток - набряк слизової в стравоході, де зміни були мінімальними, і тест Макнемара не показав відмінностей.

Для підсилення порівняння результатів (демонстрації впливу лікування пацієнтів) за ключовими показниками в подальшій моделі пролабування проведемо двохетапний кластерний аналіз. Математичний апарат та характеристики даного методу кластеризації детально описані в [1; 4]. В якості змінних кластеризації вкажемо всі змінні таблиці 2.34 (які продемонстрували значущі зміни), а також включимо показник протяжності пролабування та наявність дефектів слизової класифікованих за Лос-Анджелівською класифікацією оцінки рефлюкс-езофагіту. Зауважимо, що ми не будемо включати показник Наявність набряку слизової в стравоході, так як він практично не містить спостережень із його наявністю.

Так як більшість показників бінарні та порядкові, то можемо виконати лише двохетапний кластерний аналіз, який дасть можливість чітко виділити групи (кластери) пацієнтів ДО і ПІСЛЯ за вказаною групою показників та побачити ситуацію щодо змін.

Коротко наведемо математичну теорію двоетапної кластеризації (TwoStep Cluster Analysis), який реалізовано в SPSS Auto-Clustering (який автоматично визначає оптимальну кількість кластерів).

Зауважимо, що метод кластерного аналізу TwoStep – це масштабований алгоритм кластерного аналізу, який використовується для обробки великих наборів даних (як у нашому випадку). Він може обробляти як кількісні, так і категоріальні змінні. У нашому випадку це буде охоплювати бінарні змінні. Метод складається з двох кроків: 1) попередня кластеризація випадків (або

записів) на безліч невеликих підкластерів; 2) кластеризація підкластерів, що утворюються в результаті кроку попередньої кластеризації, на потрібну кількість кластерів. Він також може автоматично вибирати кількість кластерів [4].

Крок передкластеризації використовує послідовний підхід кластеризації. Він сканує записи даних один за одним і вирішує, чи слід об'єднати поточний запис з попередньо сформованими кластерами, чи розпочати новий кластер на основі критерію відстані. Процедура реалізується шляхом побудови модифікованого дерева ознак кластера (CF). Також в алгоритмі закладена обробка викидів. Викиди вважаються записами даних, які не вписуються в жодний кластер. Записи даних в листі вважаються викидами, якщо кількість записів у записі менша за певну частку (за замовчуванням 25%) від розміру найбільшого листа в дереві CF.

Крок кластеризації приймає підкластери (підкластери, що не є викидами, якщо використовується обробка викидів), що виникають на кроці попереднього кластерування, як вхідні дані, а потім групує їх у потрібну кількість кластерів. Оскільки кількість підкластерів значно менша за кількість вихідних записів, можна ефективно використовувати традиційні методи кластерування. TwoStep використовує агломеративний метод ієрархічного кластерування, оскільки він добре працює з методом автоматичного кластерування.

В TwoStep кластеризації використовується міра логарифмічної відстані правдоподібності, яка може обробляти як неперервні, так і категоріальні змінні. Це відстань на основі ймовірності. Відстань між двома кластерами пов'язана зі зменшенням логарифмічної відстані правдоподібності, оскільки вони об'єднуються в один кластер. При обчисленні логарифмічної відстані правдоподібності передбачається нормальний розподіл для неперервних змінних та поліноміальний розподіл для категоріальних змінних. У нашому випадку всі змінні будуть віднесені до категоріальних (включаючи змінну

протяжності пролабування, яка набуває невелику кількість значень) Також передбачається, що змінні незалежні одна від одної, як і випадки. Відстань між кластерами j та i визначається як:

$$d(i, j) = \xi_i + \xi_j - \xi_{\langle i, j \rangle},$$

де

$$\xi_i = -N_v \left(\sum_{k=1}^{K^A} \frac{1}{2} \log(\hat{\sigma}_k^2 + \hat{\sigma}_{vk}^2) + \sum_{k=1}^{K^B} \left(- \sum_{l=1}^{L_k} \frac{N_{vkl}}{N_v} \log \frac{N_{vkl}}{N_v} \right) \right),$$

де K^A – загальна кількість неперервних змінних, що використовуються в процедурі кластеризації; K^B – загальна кількість категоріальних змінних; $\hat{\sigma}_k^2$ – оцінка дисперсії k -ї неперервної змінної по всьому набору даних; $\hat{\sigma}_{vk}^2$ – оцінка дисперсії k -ї неперервної змінної в кластері v ; N_v – кількість записів даних у кластері v ; N_{vkl} – кількість записів даних у кластері v , k -та категоріальна змінна яких має l -ту категорію.

Щоб автоматично визначити кількість кластерів, TwoStep використовує двоетапну процедуру, яка добре працює з методом ієрархічної кластеризації. На першому етапі обчислюється BIC для кожної кількості кластерів у заданому діапазоні та використовується для знаходження початкової оцінки кількості кластерів. BIC обчислюється як

$$BIC(J) = -2 \sum_{j=1}^J \xi_j + J \left\{ 2K^A + \sum_{k=1}^{K^B} (L_k - 1) \right\} \log(N),$$

де L_k – кількість категорій для k -тої категоріальної змінної; N – загальна кількість записів даних.

Співвідношення зміни BIC при кожному наступному об'єднанні відносно першого об'єднання визначає початкову оцінку. Нехай – різниця в BIC між моделлю з J кластерами та моделлю з $(J + 1)$ кластерами

$$\Delta BIC(J) = BIC(J) - BIC(J + 1).$$

Тоді співвідношення зміни для моделі J дорівнює

$$R_1(J) = \frac{\Delta BIC(J)}{\Delta BIC(1)}.$$

Якщо $\Delta BIC(1) < 0$, то кількість кластерів встановлюється на 1 (і другий етап пропускається). В іншому випадку, початкова оцінка кількості кластерів k — це найменше число, для якого $R_1(J) < 0.04$.

На другому етапі початкова оцінка уточнюється знаходженням найбільшого відносного збільшення відстані між двома найближчими кластерами на кожному етапі ієрархічної кластеризації. Починаючи з моделі C_k , що позначена критерієм BIC, обирається відношення мінімальної міжкластерної відстані для цієї моделі та наступної більшої моделі C_{k+1} , тобто попередньої моделі в процедурі ієрархічної кластеризації:

$$R_1(k) = \frac{d_{\min}(C_k)}{d_{\min}(C_{k+1})},$$

де C_k — це кластерна модель, що містить k кластерів, а $d_{\min}(C_k)$ — мінімальна міжкластерна відстань для кластерної моделі C_k .

Далі, використовуючи модель C_{k+1} , аналогічно обчислюються те саме співвідношення з наступною моделлю C_k . Це повторюється до тих пір для кожної наступної моделі, доки не отримається співвідношення $R_1(2)$. Далі порівнюються два найбільші коефіцієнти R_2 ; якщо найбільше значення більш ніж у 1,15 раза перевищує друге за величиною, тоді обирають модель з найбільшим коефіцієнтом R_2 як оптимальну кількість кластерів; інакше, з цих двох моделей з найбільшими значеннями R_2 , обирається модель з більшою кількістю кластерів як оптимальна модель.

Відносний внесок змінної у створення кластера обраховується по різному для неперервних і для категоріальних змінних.

Коли змінна є неперервною, міра важливості базується на статистиці:

$$t = \frac{\hat{\mu}_k - \hat{\mu}_{jk}}{\hat{\sigma}_{jk}/\sqrt{N_k}},$$

яка, за нульової гіпотези, розподілена як t зі $N_k - 1$ ступенями свободи. Рівень значущості є двостороннім. Як міру важливості можна пояснювати або t -статистику, або її рівень значущості.

Коли змінна є категоріальною, міра важливості базується на:

$$\chi^2 = \sum_{l=1}^{L_k} \left(\frac{N_{vkl} - N_{kl}}{N_{kl}} \right)^2,$$

яка, за нульової гіпотези, розподілена як χ^2 з L_k ступенями свободи. Як міру важливості χ^2 можна аналізувати або статистику, або її рівень значущості.

Наведемо лише зведені візуалізовані результати кластерного розбиття для наших даних (рис. 2.4 та рис. 2.5).

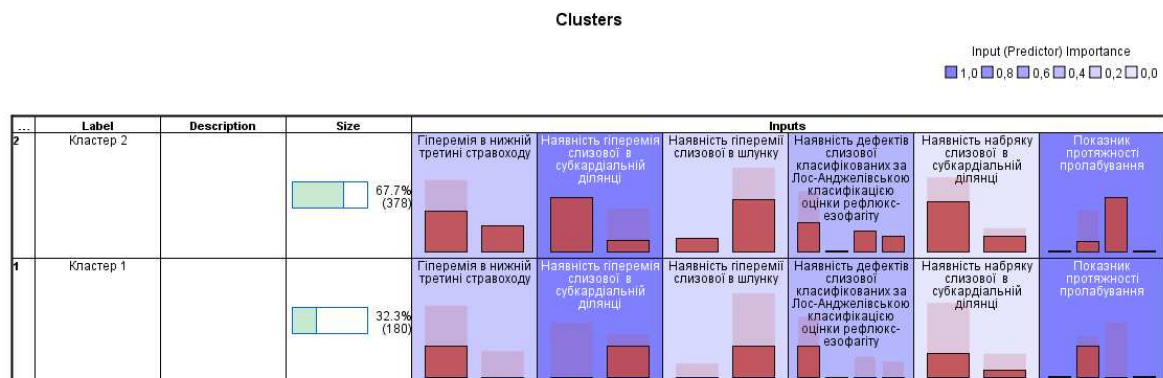


Рис. 2.4. Результати двохетапної кластеризації за показниками ДО

До лікування кластери чітко відображали різні ступені тяжкості патологічних змін слизової.

Перший кластер об'єднував пацієнтів без дефектів слизової, з мінімальними проявами запалення – переважно без гіперемії та без набряку.

Другий кластер, навпаки, характеризувався вираженими запальними змінами: гіперемією слизової шлунку та субкардіальної ділянки, набряками, а також наявністю дефектів слизової, класифікованих за Лос-Анджелівською системою.

Таким чином, до лікування модель чітко розділяла пацієнтів на “умовно легкий” і “патологічно виражений” типи перебігу.

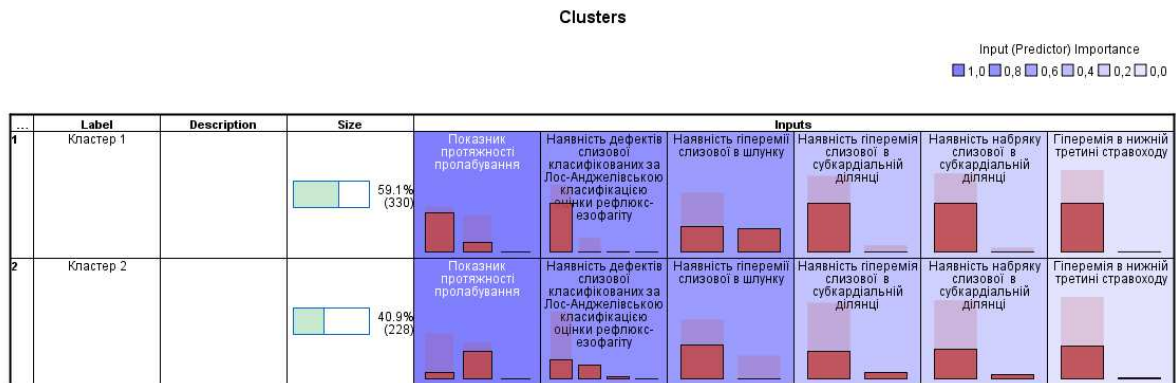


Рис. 2.5. Результати двохетапної кластеризації за показниками ППСЛЯ

Після лікування кластери змінили свою структуру – розподіл став більш «здоровим».

Перший кластер об’єднав більшість пацієнтів (59,1%) і складався практично повністю з осіб без гіперемії, набряку чи дефектів слизової, тобто з відновленими показниками слизової оболонки.

Другий кластер (40,9%) включав залишкові зміни – легку гіперемію слизової в шлунку або субкардіальній ділянці, а також поодинокі випадки дефектів ступеня А за ЛА-класифікацією.

Це свідчить про суттєве зменшення тяжкості уражень після терапії та перехід більшості пацієнтів до «нормального» профілю слизової.

Отже, кластерна структура після лікування відображає зниження активності запальних процесів:

— до лікування дефекти слизової концентрувалися у кластері з гіперемією та набряками стравоходу і субкардіальної ділянки;

– після лікування ці зв'язки практично зникли, залишившись лише у невеликій підгрупі пацієнтів із локальною гіперемією субкардіальної ділянки.

Це вказує, що після лікування основні патоморфологічні зміни слизової переважно регресували, а залишкові прояви мали локальний характер.

Висновок до розділу 2.

У вибірці з 558 пацієнтів ендоскопічного відділення переважали чоловіки (70,1%) та представники молодого й середнього віку (44,4% та 34,8% відповідно), що відповідає типовій клінічній популяції пацієнтів із патологією шлунково-стравохідного з'єднання (ШСЗ).

Серед симптомів найчастіше спостерігалася печія (35,7%) та регургітація (22,4%), рідше – охриплість голосу (3,6%) і відчуття тиску за грудиною (0,5%), причому чоловіки частіше повідомляли про симптоми.

Щодо ендоскопічних ознак: більшість пацієнтів (61,6%) не мали ерозивних дефектів слизової за Лос-Анджелівською класифікацією, легкі ураження типу А були рідкісними (1,3%), середні – тип В (21,1%), тяжкі – тип С (15,9%). Ерозивні ураження та виразки стравоходу частіше зустрічалися у чоловіків (101 ерозія та 77 виразок) порівняно з жінками (21 ерозія та 16 виразок). Наявність множинних ерозій та дефекти слизової які вкриті фібрином були більш поширені, тоді як поодинокі ерозії та вкриті гематином зустрічалися рідко.

Гіперемія слизової була поширена як у шлунку (85,9%), так і в субкардіальній ділянці стравоходу (44,3%) та нижній третині стравоходу (26,7%), при цьому чоловіки частіше демонстрували ці прояви. Набряк слизової зустрічався у субкардіальній ділянці у 24% пацієнтів, але був вкрай рідкісним у стравоході (0,2%).

Анатомічні показники демонстрували компактний розподіл: висота верхнього стравохідного сфінктера – 16–17 см (середнє 16,7 см), діафрагмальне звуження – 37–44 см, висота пролабування шлунку – 33–41 см,

протяжність пролабування – 0–3 см, розташування Z-лінії – 35–42 см. Чоловіки мали тенденцію до більших значень діафрагмального звуження, висоти пролабування та розташування Z-лінії, що може відображати анатомічні відмінності та більшу схильність до дистальних змін при ГЕРХ.

Фактор куріння був присутній у 36,9% пацієнтів, з переважанням серед чоловіків (43% проти 22,8% у жінок), що узгоджується з відомими епідеміологічними даними.

Загалом вибірка характеризується типовою для клінічної практики статеві-віковою структурою, наявністю класичних та атипових симптомів, різною вираженістю ендоскопічних змін та присутністю факторів ризику. Вона є релевантною для моделювання клінічних патернів ГЕРХ та оцінки впливу демографічних, анатомічних, функціональних та поведінкових факторів на тяжкість і тип уражень стравоходу і шлунку.

У межах підрозділу 2.2 проведено комплексний непараметричний аналіз структури зв'язків між клінічними симптомами, ендоскопічними ознаками та морфологічними показниками гастроєзофагеальної патології. Попередня перевірка нормальності розподілів (модифікований критерій Колмогорова–Смирнова) виявила відхилення від нормальності кількісних змінних, що зумовило використання непараметричних методів як статистично обґрунтованого підходу.

Отримані результати формують узгоджену математико-медичну картину: LA-дефекти і анатомо-функціональні параметри (діафрагмальне звуження, положення Z-лінії, висота пролабування) є основними маркерами морфологічної тяжкості ГЕРХ, тоді як протяжність пролабування інтегрує анатомо-функціональні зміни та клінічну симптоматику (особливо регургітацію). Ці висновки мають пряме практичне застосування при відборі пацієнтів для інвазивних втручань та при побудові предиктивних моделей для діагностичної імплантації.

Таким чином, непараметричний статистичний підхід, використаний у підрозділі 2.2, забезпечив об'єктивну оцінку зв'язків між клініко-

ендоскопічними показниками та сформував підґрунтя для подальшого моделювання у наступних розділах роботи.

Аналіз змін ключового показника «Протяжність пролабування» продемонстрував статистично й клінічно значущий позитивний ефект проведеної терапії.

За описовими даними до лікування переважали значення 2–3 см (41,9% та 55,7% відповідно), після лікування більшість пацієнтів (55,0%) мали відсутність пролабування, а решта – не більше 2 см.

Статистично це підтверджується результатами непараметричних тестів:

Парний тест Вілкоксона показав істотне зниження показника після терапії ($Z = -20,797$; $p < 0,001$). Нульову гіпотезу про відсутність змін відхилено, тобто медіана різниць відмінна від нуля. Причому у 552 пацієнтів показник зменшився, у 0 – збільшився, у 6 – залишився без змін.

Для порівняння між статями критерій Манна–Уїтні виявив статистично значущі відмінності як до ($U = 22751$; $Z = -6,539$; $p < 0,001$), так і після лікування ($U = 26\,237,5$; $Z = -4,260$; $p < 0,001$). Середні ранги показують, що жінки мали вищі значення пролабування, ніж чоловіки, і після терапії ця різниця збереглася, хоча абсолютні величини знизилися.

Різниця між віковими групами підтверджена тестом Крускала–Уолліса ($H = 17,071$ до, $H = 15,634$ після; $p < 0,001$) – найвищі ранги спостерігалися у групі середнього віку (45–59 років), і ця група зберігає більш виражені залишкові прояви після лікування.

Зіставлення бінарних симптомів методом Макнемара показало суттєве зменшення частот гіперемії шлунка, набряку субкардіальної ділянки, гіперемії субкардіальної ділянки та гіперемії в нижній третині стравоходу (χ^2 відповідно 320,003, 104,009, 201,005, 141,007; всі $p < 0,001$). Симптом «набряк у стравоході» практично відсутній у вибірці і не змінився суттєво.

Кластерний (двоетапний) аналіз підтвердив структурну динаміку. До лікування виділялися два кластери, що відповідали «легкій» та «помірно/вираженій» патології (кластер з набряками, гіперемією та дефектами

за ЛА); після лікування спостерігається зсув пацієнтів у більш «здоровий» кластер (частка кластера з нормальними показниками зросла з $\approx 32\%$ до $\approx 59\%$), а залишкові дефекти зосередилися в невеликій підгрупі.

Таким чином, терапія призвела до масового регресу пролабування і зменшення запальних змін слизової – зміни є статистично значущими та клінічно релевантними. Ефект терапії виявився більш вираженим на показник протяжності пролабування у чоловіків (медіана = 0 см) порівняно з жінками (медіана = 2 см).

Частина пацієнтів (невелика підгрупа) зберігає залишкові локалізовані зміни (пошкодження ступеня А або локальна гіперемія) – вони становлять ціль для подальшого спостереження або додаткової/таргетної терапії.

Список використаних джерел до розділу 2

1. Bacher, J., Wenzig, K., & Vogler, M. (2004). *SPSS TwoStep Cluster – a first evaluation*. Universität Erlangen-Nürnberg, Sozialwissenschaftliches Institut. <https://www.ssoar.info/ssoar/handle/document/32715>
2. Chen, J., Dong, P., Chen, S., Zhuang, Q., Zhang, M., Sun, K., Tang, F., Wang, Q., & Xiao, Y. (2025). The Los Angeles-B esophagitis is a conclusive diagnostic evidence for gastroesophageal reflux disease: The validation of Lyon Consensus 2.0. *Gastroenterology Reports (Oxford, 13, Article goaf004*. <https://doi.org/10.1093/gastro/goaf004>
3. Emura, F., Mejía, J., Mejía, M., Donneys, A., Osorio, C., & Giraldo-Camacho, C. (2019). Endoscopic identification of endoluminal esophageal landmarks for radial and longitudinal orientation and lesion location. *World Journal of Gastroenterology*, 25(4), 498–510. <https://doi.org/10.3748/wjg.v25.i4.498>
4. Giraud, C. (2021). *Introduction to high-dimensional statistics*. Université Paris-Saclay. <http://surl.li/tuwmp>
5. Holubova, H. V., & Chervona, S. P. (2026). The Socio-Economic Determinants for the Healthy Population in EU countries and Ukraine: The Cluster

Approach. *Statistics of Ukraine*, 113(2), 70–82.
[https://doi.org/10.31767/su.2\(113\)2026.02.07](https://doi.org/10.31767/su.2(113)2026.02.07)

6. Hsu, S.-W., Huang, Y.-T., Lee, Y.-H., Chen, C.-Y., Yen, Y.-T., & Lee, C.-H. (2022). Measuring distance from the incisors to the esophageal cancer by FDG PET/CT: Endoscopy as the reference. *BMC Gastroenterology*, 22(1), Article 206.
<https://doi.org/10.1186/s12876-022-02206-z>

7. Ianevych, T. O., Kozachenko, Y. V., & Troshki, V. B. (2022). On test for checking hypothesis on expectation and covariance function of stochastic process. *Communications in Statistics - Theory and Methods*, 51(2), 356–367.
<https://doi.org/10.1080/03610926.2020.1749280>

8. Ianevych, T., Rozora, I., & Pashko, A. (2022). On one way of modeling a stochastic process with given accuracy and reliability. *Monte Carlo Methods and Applications*, 28(2), 135 – 147. <https://doi.org/10.1515/mcma-2022-2110>

9. Ianevych, T., Vasylyk, O., & Doshchuk, J. (2024). On modeling gaussian stationary Ornstein–Uhlenbeck processes with given reliability and accuracy in L_p -spaces. *Bulletin of Taras Shevchenko National University of Kyiv. Series: Physics and Mathematics*, 2024(1), 51–56. <https://doi.org/10.17721/1812-5409.2024/1.9>

10. IBM Corporation. (2010). *TwoStep cluster – Technical report* [PDF]. IBM.
https://public.dhe.ibm.com/software/analytics/spss/support/Stats/Docs/Statistics/Algorithms/14.0/twostep_cluster.pdf

11. Ishihara, R., Tani, Y., Okubo, Y., Asada, Y., Ueda, T., Kitagawa, D., Ninomiya, T., Tamashiro, A., Yoshii, S., Shichijo, S., Kanesaka, T., Yamamoto, S., Takeuchi, Y., Higashino, K., Uedo, N., & Michida, T. (2023). Endoscopic landmarks corresponding to anatomical landmarks for esophageal subsite classification. *DEN Open*, 4(1), Article e273. <https://doi.org/10.1002/deo2.273>

12. Ivanchuk, M. A., Malyk, I. V., Knignitska, T. V., & Lukashiv, T. O. (2019). Статистичний аналіз відносних величин у медицині. *Клінічна та*

13. Kim, J. S., Kim, B. W., Kim, J. I., Kim, J. H., Ji, J. S., & Choi, H. (2008). Prolapse gastropathy syndrome may be a predictor of pathologic acid reflux. *The Korean Journal of Internal Medicine*, 23(3), 136–142. <https://doi.org/10.3904/kjim.2008.23.3.136>

14. Kim, J., Oh, S., Lee, J., Chung, T.-H., & Choi, M.-G. (2016). Sex and gender differences in gastroesophageal reflux disease. *Journal of Neurogastroenterology and Motility*, 22(4), 575–588. <https://doi.org/10.5056/jnm16138>

15. Montgomery, D. C., & Runger, G. C. (2018). *Applied statistics and probability for engineers* (7th ed.). John Wiley & Sons. <https://dl.icdst.org/pdfs/files4/57ca3651c10165f7b64ff0dadf4d4f10.pdf>

16. Oyeka, I. C. (2012). Modified McNemar Test. *International Journal of Statistics in Medical Research*, 1(1), Article 07. <https://doi.org/10.6000/1929-6029.2012.01.01.07>

17. Pashko, A., Krak, I., Stelia, O., & Wójcik, W. (2022). Baseline wander correction of the electrocardiogram signals for effective preprocessing. In S. Babichev & V. Lytvynenko (Eds.), *Lecture notes in computational intelligence and decision making* (Lecture Notes on Data Engineering and Communications Technologies, Vol. 77, pp. 494–507). Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-030-82014-5_34

18. Song, T. J., Kim, Y. H., Ryu, H. S., & Hyun, J. H. (1991). Correlation of esophageal lengths with measurable external parameters. *The Korean Journal of Internal Medicine*, 6(1), 16–20. <https://doi.org/10.3904/kjim.1991.6.1.16>

19. Tykhonenko, D., Yamnenko, R., & Kuchinka, K. (2025). Improvement of characterization inequality for norms of φ -sub-Gaussian random variable. *Bulletin of the Taras Shevchenko National University of Kyiv. Physics and Mathematics*, 81(2), 82–86. <https://doi.org/10.17721/1812-5409.2025/2.10>

20. Van den Berg, R. G. (2017). *Cramér's V – What and why?* SPSS Tutorials. <https://www.spss-tutorials.com/cramers-v-what-and-why/>
21. Westfall, P. H., Troendle, J. F., & Pennello, G. (2010). Multiple McNemar Tests. *Biometrics*, 66(4), 1185–1191. <https://doi.org/10.1111/j.1541-0420.2010.01408.x>
22. Wilcoxon Signed-Rank Test. (n.d.). Statstutor. <https://www.statstutor.ac.uk/resources/uploaded/wilcoxonsignedranktest.pdf>
23. Wong, R. K., Yeoh, K. G., Gwee, K. A., Tay, H. W., & Ho, K. Y. (2009). Validation of structured scoring using the LA classification for esophagitis and endoscopically suspected Barrett's esophagus in a tertiary Asian endoscopy center. *Journal of Gastroenterology and Hepatology*, 24(1), 103–106. <https://doi.org/10.1111/j.1440-1746.2008.05680.x>
24. World Health Organization (2024). *Tobacco and nicotine use: Global report 2024*. Geneva: World Health Organization. <https://www.who.int/docs/librariesprovider2/default-document-library/-tobacco-2024-ua-final.pdf>
25. World Health Organization (2024). *WHO global report on trends in tobacco use 2000–2025: Fifth edition*. Geneva: World Health Organization. <https://www.who.int/publications/i/item/9789240096088>
26. Yaseri, H. F., Naderian, M., Akbarzadeh Baghban, A., et al. (2017). Gender is a risk factor in patients with gastroesophageal reflux disease. *Medical Journal of the Islamic Republic of Iran*, 31, Article 58. <https://doi.org/10.14196/mjiri.31.58>
27. Лупан, І. В., Авраменко, О. В., & Акбаш, К. С. (2015). *Комп'ютерні статистичні пакети: навчально-методичний посібник* (2-ге вид.). Кіровоград: КОД.
28. Плічко, А. М., Акбаш, К. С., & Луньова, М. В. (2024). *Математична статистика: навчальний посібник*. <https://doi.org/10.5281/zenodo.13370936>

РОЗДІЛ 3

МАТЕМАТИЧНЕ МОДЕЛЮВАННЯ ПОКАЗАНЬ ДО ІМПЛАНТАЦІЇ ПРИСТОЇВ ПРИ ПАТОЛОГІЇ ШЛУНКОВО-СТРАВХІДНОГО ПЕРЕХОДУ

У даному розділі представлено розробку, оцінку та порівняння математичних моделей, спрямованих на прогнозування показань до імплантації діагностичних та/або терапевтичних пристроїв у пацієнтів із патологією шлунково-стравохідного з'єднання. Метою є створення інструментів, які дозволяють стандартизувати клінічне рішення, підвищити точність стратифікації ризику, а також забезпечити прозоре та обґрунтоване прийняття рішень у ситуаціях, коли клінічні ознаки та морфометричні показники мають багатофакторний характер.

Розділ включає чотири підрозділи, кожен з яких вирішує окрему частину завдання.

У підрозділі 3.1 розглянуто побудову та інтерпретацію логістичної регресійної моделі, що дозволяє формувати індивідуальне рішення щодо можливості імплантації на основі ключових клінічних та ендоскопічних маркерів. Основні результати даного підрозділу представлені у статті [34].

У підрозділі 3.2 проведено факторний аналіз та на основі факторних змінних побудовано модель категоріальної регресії, що забезпечує багаторівневу стратифікацію ризику на основі латентних факторів і є інтерпретованим інструментом для клінічної практики. Основні результати даного підрозділу представлені у статті [35].

У підрозділі 3.3 розглянуто використання нейронної мережі прямого поширення для моделювання складних нелінійних взаємозв'язків між ознаками та визначення груп ризику. Основні результати даного підрозділу представлені у статті [33].

У підрозділі 3.4 результати всіх моделей інтегруються у практичний алгоритм прийняття рішень з урахуванням їх точності, інтерпретованості, обмежень та можливостей впровадження у стандартний клінічний процес.

Таким чином, розділ формує комплексний підхід до математичного моделювання показань до імплантації, поєднуючи класичні статистичні методи із сучасними алгоритмами машинного навчання, і пропонує структуру для подальшої клінічної інтеграції отриманих моделей.

3.1. Прогностична модель логістичної регресії для оцінки показань до лікувальної імплантації

У даному підрозділі побудована математична модель, що інтегрує клінічні та ендоскопічні дані для прогнозування показань і протипоказів до імплантації діагностичних та/або терапевтичних пристроїв, зокрема систем Bravo, JSPH-1, BEST Capsule, EndoStim для стимуляції нижнього стравохідного сфінктера, капсульних датчиків Smart panowire та інших [16, 17, 29], у пацієнтів із патологією шлунково-стравохідного з'єднання, з метою підвищення точності та об'єктивності клінічного прийняття рішень. Регресійні підходи довели свою ефективність у медичних дослідженнях для оцінювання впливу факторів ризику та прогнозування клінічних результатів, зокрема при аналізі виживаності пацієнтів та побудові прогностичних моделей [21].

На основі вибірки з 558 пацієнтів ендоскопічного відділення комунального некомерційного підприємства “Кіровоградська обласна лікарня Кіровоградської обласної ради” та їх клінічних характеристик, лікарі, на основі детального аналізу їх стану, змогли оцінити можливість імплантації/не імплантації лікувального пристрою у пацієнтів із пролабуванням шлунку в стравохід або кардіальну ділянку шлунку. Основними умовами для імплантації були наступні: наявність скарг на печію, відчуття регургітації, відчуття тиску за грудиною, відчуття осиплості голосу (поєднання скарг у

контексті дозволу імплантації визначали лікарі); показник висоти пролабування шлунку в стравохід або кардіальну ділянку шлунку має дорівнює або бути меншим за показник Z-лінії; відсутність дефектів типу C і D за Лос-Анджелівською класифікацією оцінки рефлюкс-езофагіту; відсутність ерозій та виразок вкритих гематином при дефектах типу A і B та інші менш значущі характеристики, які лікарі визначали у процесі обстеження пацієнтів.

Метою є знаходження моделі, яка на основі ряду отриманих клінічних показників і отриманих раніше результатів (заклучень) лікарів щодо імплантації/не імплантації лікувального пристрою, зможе на основі клінічних показників нового пацієнта надати відповідь про можливість імплантації пристрою.

Проаналізуємо наскільки логістична регресія на початкових даних здатна відтворити чіткі клінічні правила класифікації пацієнтів щодо можливості імплантації. Зауважимо, що логістична регресія – це широко застосовувана узагальнена лінійна модель, призначена для моделювання бінарних змінних (двійкових результатів). Вона важлива в задачах медичної діагностики [20]. Коефіцієнти логістичної регресії покажуть, які початкові ознаки реально впливають на результат, навіть без явного кодування правил. Теоретичний матеріал щодо застосування логістичної регресії наведений в [13].

У логістичній регресії предиктори (пояснювальні змінні) позначають як $x_1, x_2, \dots, x_p$, де p – кількість предикторів (у нашій задачі $p = 9$).

Вхідні змінні моделі (предиктори): 1) скарги на печію (бінарна змінна: 1-наявні; 0-відсутні) - x_1 ; 2) скарги на відчуття регургітації (бінарна змінна: 1-наявні; 0-відсутні) - x_2 ; 3) скарги на відчуття тиску за грудиною (бінарна змінна: 1-наявні; 0-відсутні) - x_3 ; 4) скарги на осиплість голосу (бінарна змінна: 1-наявні; 0-відсутні) - x_4 ; 5) наявність дефектів слизової класифікованих за Лос-Анджелівською класифікацією оцінки рефлюкс-езофагіту (порядкова змінна: дефекти відсутні – 0; тип A – 1; тип B – 2; тип C – 3; тип D – 4) - x_5 ; 6) показник висоти пролабування шлунку в стравохід або кардіальну ділянку шлунку (кількісна змінна, см) - x_6 ; 7) показник

розташування Z-лінії (кількісна змінна, см) - x_7 ; 8) наявність ерозій вкритих гематином (бінарна змінна: 1-наявні; 0-відсутні) - x_8 ; 9) наявність виразок вкритих гематином (бінарна змінна: 1-наявні; 0-відсутні) - x_9 .

Результуюча змінна y (можливість імплантації: 1-так; 0-ні) – це вектор $n \times 1$ з елементами спостережуваних значень i -го випадку дихотомічної залежної змінної y_i ($i = \overline{1, n}$, де $n = 558$ - кількість пацієнтів).

На основі векторів-предикторів формується матриця $X = (x_{ij})$, $i = \overline{1, n}, j = \overline{1, p}$ розмірності $n \times p$, де x_{ij} , спостережуване значення i -го випадку (пацієнта) за j -м параметром (клінічною характеристикою).

Наведемо алгоритм розрахунку логістичної регресії, який закладений у статистичному пакеті IBM SPSS Statistics 27 з поясненнями щодо змінних і умов в поставленій задачі.

Лінійна логістична модель припускає дихотомічну залежну змінну Y з ймовірністю p_i , де для i -го випадку:

$$p_i = \frac{\exp(\eta_i)}{1 + \exp(\eta_i)}, \quad \text{де } \ln\left(\frac{p_i}{1 - p_i}\right) = \eta_i = X_i' \beta$$

Зауважимо, що величина $p_i/(1 - p_i)$ представляє шанси на успіх (співвідношення ймовірності успіху до ймовірності невдачі). Отже, ймовірність p_i – це ймовірність успіху, яка показує, наскільки ймовірно, що для i -го об'єкта (пацієнта) подія настане (буде показання до імплантації). А величина $p_i/(1 - p_i)$ показує у скільки разів ймовірніший успіх за невдачу (від 0 до ∞). Далі натуральний логарифм $\ln(p_i/(1 - p_i))$ перетворює шанси на шкалу від $-\infty$ до $+\infty$, що зручно для моделювання. Таким чином логістична регресія $\text{logit}(p_i)$ належить до сімейства узагальнених лінійних моделей, оскільки функція середнього значення відгуку (логістична функція) є лінійною відносно предикторів.

Функцію правдоподібності l для n спостережень $y_1, y_2, \dots, y_n$, з ймовірностями $p_1, \dots, p_n$, та вагами $w_1, \dots, w_n$ (якщо використовуються вагові коефіцієнти), можна записати як

$$l = \prod_{i=1}^n p_i^{w_i y_i} (1 - p_i)^{w_i (1 - y_i)}.$$

У нашому випадку маємо

$$l = \prod_{i=1}^n p_i^{y_i} (1 - p_i)^{(1 - y_i)}.$$

Далі розраховуємо логарифм l

$$L = \ln(l) = \sum_{i=1}^n (y_i \ln(p_i) + (1 - y_i) \ln(1 - p_i)),$$

де похідна L по β_j дорівнює

$$L'_{X_j} = \frac{\partial L}{\partial \beta_i} = \sum_{i=1}^n (y_i - p_i) x_{ij}.$$

Із системи рівнянь

$$\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{p}_i) x_{ij} = 0, \quad \text{де} \quad x_{i0} = 1 \quad \text{для} \quad i = \overline{1, n},$$

знаходяться оцінки максимальної правдоподібності $\hat{\beta}$.

Для цього використовується алгоритм типу Ньютона-Рафсона. Збіжність може ґрунтуватися на (а) Абсолютній різниці оцінок параметрів між ітераціями (б) Відсотковій різниці в логарифмічній функції правдоподібності між послідовними ітераціями (с) Зазначеній максимальній кількості ітерацій

Після отримання оцінок максимальної правдоподібності $\hat{\beta}$ асимптотична коваріаційна матриця оцінюється як I^{-1} , обернена до інформаційної матриці I , де

$$I = - \left[\mathbf{E} \left(\frac{\partial^2 L}{\partial \beta_i \partial \beta_j} \right) \right] = \mathbf{X}' \hat{\mathbf{V}} \mathbf{X},$$

$$\hat{\mathbf{V}} = \begin{bmatrix} \hat{p}_1 \cdot (1 - \hat{p}_1) & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \hat{p}_n \cdot (1 - \hat{p}_n) \end{bmatrix}, \quad \hat{p}_i = \frac{\exp(\hat{\eta}_i)}{1 + \exp(\hat{\eta}_i)}, \quad \hat{\eta}_i = \mathbf{X}'_i \hat{\beta}.$$

Зауважимо, що у матриці $\hat{\mathbf{V}}$ більші ваги у контексті нашої задачі відповідатимуть пацієнтам, для яких модель менш впевнена (тобто $\hat{p}_i$ близько до 0,5). Менші ваги відповідають пацієнтам, для яких модель дуже впевнена (тобто $\hat{p}_i$ близько до 0 або 1). Іншими словами, ваги підкреслюють, наскільки “важливим” є конкретне спостереження для уточнення параметрів моделі на поточному кроці ітерації. Відповідно, пацієнти, для яких модель поки не може точно передбачити можливість імплантації, матимуть вищу вагу і їх інформація дуже важлива для підбору коефіцієнтів β . А пацієнти, для яких модель вже майже впевнена, матимуть нижчу вагу, бо вони “підтверджують” уже наявну тенденцію, але не вносять багато нової інформації. У медичному контексті це означає, що модель більше “слухає” пацієнтів, де ймовірність успіху імплантації неочевидна на основі симптомів і даних ендоскопії.

Уточнимо стартову інформацію про модель. Якщо β_0 включено до моделі (як у нашому випадку), прогнозована ймовірність оцінюється як

$$\hat{p}_0 = \frac{y_i}{n},$$

і β_0 оцінюється як

$$\hat{\beta}_0 = \ln\left(\frac{\hat{p}_0}{1 - \hat{p}_0}\right),$$

з асимптотичною стандартною помилкою, оціненою як

$$SE(\hat{\beta}_0) = \frac{1}{\sqrt{\hat{p}_0(1 - \hat{p}_0)}}.$$

Логарифмічна функція правдоподібності має вигляд

$$L(0) = n \left[\hat{p}_0 \ln\left(\frac{\hat{p}_0}{1 - \hat{p}_0}\right) + \ln(1 - \hat{p}_0) \right].$$

Асимптотична коваріаційна матриця:

$$\text{Var}(\hat{\beta}) = \mathbf{I}^{-1}(\hat{\beta}) = (\mathbf{X}'\hat{\mathbf{V}}\mathbf{X})^{-1}.$$

Стандартна помилка j -го коефіцієнту – це квадратний корінь діагонального елемента цієї матриці:

$$SE(\hat{\beta}_j) = \sqrt{\text{Var}(\hat{\beta}_j)}.$$

Стандартна помилка $SE(\hat{\beta}_j)$ показує, наскільки точно оцінено вплив певного предиктора на ймовірність імплантації. Низьке значення предиктора вказує на вплив даного предиктора. Велике значення предиктора вказує, що оцінка $\hat{\beta}_j$ нестабільна, тобто даних недостатньо або вони дуже варіабельні для надійного прогнозу. У клінічній практиці навіть нестабільний предиктор може бути важливим для ухвалення рішень, особливо якщо він теоретично обґрунтований [18].

Для будь-якого предиктора x_j коефіцієнт β_j пов'язаний із відношенням шансів (odds ratio):

$$OR_j = e^{\hat{\beta}_j}.$$

У контексті логістичної регресії він показує, як зміна предиктора впливає на шанси настання події. Інтерпретація: $OR = 1$ - немає впливу предиктора; $OR > 1$ - збільшення шансу настання події при зростанні предиктора; $OR < 1$ - зменшення шансу. Для аналізу значущості коефіцієнтів регресії (перевірки нульової гіпотези $H_0: \beta_j = 0$) застосовуватиме статистику Вальда. Якщо j -та змінна не є категоріальною, то формула статистики наступна:

$$W_j = \frac{\hat{\beta}_j^2}{SE(\hat{\beta}_j)^2}.$$

Якщо це категоріальна змінна, то статистика Вальда обчислюється наступним чином. Нехай $\hat{\beta}_j$ – вектор оцінок максимальної правдоподібності, пов'язаних з $m - 1$ фіктивними змінними, а C – асимптотична коваріаційна матриця для $\hat{\beta}_j$, тоді:

$$W_j = \hat{\beta}_j' C^{-1} \hat{\beta}_j.$$

Розподіл χ^2 з 1 степенем свободи дозволяє обчислити p -значення критерію. Ступені свободи для кожного коефіцієнту β_j $df = 1$, тобто тестуємо лише один параметр. Значущість (p -значення) показує ймовірність отримати таку статистику Вальда, якщо насправді $\beta_i = 0$:

$$p = 1 - F_{\chi^2}(W_j, df = 1)$$

де F_{χ^2} – функція розподілу χ^2 з одним ступенем свободи.

Медична інтерпретація наступна. Мале p -значення ($<0,05$) говорить про те, що наявний предиктор x_j статистично значущо пов'язаний із ймовірністю успішної імплантації. Велике p -значення говорить про те, що недостатньо доказів, щоб стверджувати вплив предиктора, але не означає, що його можна ігнорувати клінічно.

Побудуємо логістичну регресію для перерахованих клінічних показників у статистичному пакеті IBM SPSS Statistics. У таблиці 3.1. наведені показники рівняння логістичної регресії та їх значущість у моделі регресії.

Таблиця 3.1

Показники змінних рівняння логістичної регресії*.

Клінічні показники	Оцінки коефіцієнтів логістичної регресії β_j	Середньо квадратична похибка $SE(\beta_j)$	Статистика Вальда W_j	p -значення	Відношення шансів OR_j
Скарги на печію	1,870	0,842	4,930	0,026	6,487
Скарги на відчуття регургітації	-1,797	0,759	5,601	0,018	0,166
Скарги на відчуття тиску за грудиною	-17,026	19381,226	0,000	0,999	0,000
Скарги на відчуття осплість голосу	-0,664	1,135	0,342	0,559	0,515
Наявність дефектів слизової класифікованих за Лос-Анджелівською класифікацією оцінки рефлюкс-езофагіту	-4,435	0,737	36,205	0,000	0,012
Показник висоти пролабування шлунку в стравохід або кардіальну ділянку шлунку	-1,057	0,364	8,428	0,004	0,348
Показник розташування Z-лінії	0,753	0,376	4,019	0,045	2,124
Наявність ерозій вкритих гематином	-23,774	8122,040	0,000	0,998	0,000
Наявність виразок вкритих гематином	-23,252	6184,599	0,000	0,997	0,000
Константа	20,988	11,331	3,431	0,064	$1,3 \times 10^9$

*Джерело: розраховано автором на основі емпіричних даних.

Коефіцієнт регресії $\hat{\beta}_j$ – це оцінка впливу j -ї незалежної змінної на логіт ймовірності. Для кожної змінної x_j значення $\hat{\beta}_j$ показує, як зміна на одиницю в X_j змінює $\text{logit}(\hat{p}_i)$. Зауважимо, що для додатних значень $\hat{\beta}_j$ шанси на імплантацію зростають у $e^{\hat{\beta}_j}$ раз. Для від’ємних значень $\hat{\beta}_j$:

$$\begin{aligned} &\text{Шанси на імплантацію з показником} \\ &= e^{\hat{\beta}_j} \cdot \text{Шанси на імплантацію без показника.} \end{aligned}$$

У нашому випадку рівняння логістичної регресії виглядає так:

$$\begin{aligned} \text{logit}(\hat{p}_i) = & 20,988 + 1,870x_{i1} - 1,797x_{i2} - 17,026x_{i3} - 0,664x_{i4} - 4,435x_{i5} \\ & - 1,057x_{i6} + 0,753x_{i7} - 23,774x_{i8} \\ & - 23,252x_{i9}. \end{aligned} \quad (3.1)$$

У таблиці 3.2 наведені показники якості моделі логістичної регресії.

Таблиця 3.2.

Показники якості логістичної моделі*

Крок	$-2LL$	$R^2_{C\&S}$	R^2_N
1	88,560	0,578	0,903

*Джерело: розраховано автором на основі емпіричних даних.

Уточнимо математичний зміст показників таблиці 2.

$$-2LL = -2 \cdot \ln L(\hat{\beta}) = \sum_{i=1}^n [y_i \ln(\hat{p}_i) + (1 - y_i) \ln(1 - \hat{p}_i)],$$

де y_i – фактичне значення залежної змінної; $\hat{p}_i$ – прогнозована ймовірність для спостереження. Чим менше $-2LL$, тим краща модель. Для порівняння моделей часто використовують $-2LL$ з константою (null model) і $-2LL$ з предикторами (fitted model).

Коефіцієнт детермінації R^2 Кокса та Снелла – це аналог звичайного R^2 для лінійної регресії [6]. Він показує відносне покращення лог-правдоподібності моделі з предикторами порівняно з моделлю лише з константою. Обраховується як

$$R_{C\&S}^2 = 1 - \left(\frac{L(0)}{L(\hat{\beta})} \right)^{\frac{2}{n}},$$

де $L(0)$ – правдободібність за нульовою моделлю (з константою); $L(\hat{\beta})$ – правдободібність за оціненою моделлю (з предикторами); n – кількість спостережень.

Максимальне значення $R_{C\&S}^2 < 1$ (часто $\approx 0,75$ – $0,9$ навіть для ідеальної моделі). Тому використовується модифікований коефіцієнт детермінації R_N^2 Нейджелкерка, який масштабується так, щоб максимальне значення могло бути рівним 1:

$$R_N^2 = \frac{R_{C\&S}^2}{1 - L(0)^{2/n}}.$$

Даний коефіцієнт відображає «частку варіації» і інтерпретується як звичайний коефіцієнт детермінації в лінійній моделі регресії.

Наша модель характеризується високою пояснювальною здатністю, що підтверджується високим $R_N^2 = 0,903$, тобто модель відтворює майже всі варіації залежної змінної. В цілому отримана модель демонструє високий рівень пояснювальної здатності.

У таблиці 3.3 наведені результати тесту Хосмера–Лемешова для аналізу узгодженості спостережуваних (емпіричних) і отриманих теоретичних значень моделі.

Таблиця 3.3.

**Тест узгодженості Хосмера–Лемешова для моделі логістичної
регресії***

Крок	χ_{HL}^2	Ступені свободи	Значущість
1	13,467	6	0,036

*Джерело: розраховано автором на основі емпіричних даних.

Для розрахунку статистики Хосмера–Лемешова χ^2_{HL} спостережувані дані групуються у g груп за прогнозованою ймовірністю. Для кожної групи обчислюється спостережувана кількість подій $\hat{E}_i$ і невідповідностей $O_i - \hat{E}_i$. Статистика критерію розраховується наступним чином:

$$\chi^2_{HL} = \sum_{i=1}^g \frac{(O_i - \hat{E}_i)^2}{\hat{E}_i (1 - \hat{E}_i/n_i)},$$

де кількість ступенів свободи $df = g - 2$, а p -значення (значущість) розраховується через χ^2 -розподіл.

У нашому випадку на рівні 0,01 за тестом Хосмера–Лемешова модель є прийнятною.

У контексті даного тесту наведемо таблицю класифікації за отриманою моделлю (таблиця 3.4).

Таблиця 3.4.

Класифікації прогнозу показань до імплантації за логістичною регресією

	Спостережувані		Теоретичні		
			Показання до імплантації		Відсоток правильних
			0	1	
Крок 1	Показання до імплантатції	0	111	5	95,7
		1	3	439	99,3
	Загальна відсоткова доля				98,6
а. Порогове значення - 0,5					

*Джерело: розраховано автором на основі емпіричних даних.

Зауважимо, що у отриманій моделі логістичної регресії (3.1) були виявлені ознаки квазі-повного розділення даних, що проявлялось у надмірно великих за модулем коефіцієнтах та великих стандартних похибках для рідкісних ендоскопічних ознак (ерозії та виразки, вкриті гематином). У таких умовах оцінки максимальної правдоподібності є нестабільними, а результати Wald-тестів можуть бути ненадійними.

З метою отримання коректних і зміщено-зменшених оцінок коефіцієнтів було застосовано логістичну регресію Фірта засобами мови R (logistf-package – Firth's Bias-Reduced Logistic Regression), яка забезпечує скінченні та статистично стійкі оцінки навіть за наявності розділення даних і рідкісних подій.

Фірт запропонував підхід до зменшення зміщення оцінок шляхом максимізації штрафної функції правдоподібності [7; 9]:

$$l^*(\beta) = l(\beta) + \frac{1}{2} \log |I(\beta)|,$$

де $l(\beta)$ – логарифм звичайної функції правдоподібності, $I(\beta)$ – інформаційна матриця за Фішером.

Застосовуючи цю ідею до логістичної регресії, score-функція $U(\beta)$ замінюється модифікованою score-функцією

$$U^*(\beta) = U(\beta) + a,$$

де r -та компонента вектора a має вигляд

$$a_r = \frac{1}{2} \text{tr} \left\{ I(\beta)^{-1} \frac{dI(\beta)}{db_r} \right\}, \quad r = 1, \dots, k.$$

У програмній реалізації оцінювання параметрів β може базуватися на алгоритмі Ньютона–Рафсона або на ітеративно зважених найменших квадратах. Початкові значення параметрів за замовчуванням дорівнюють нулю.

Починаючи з початкового значення $\beta^{(0)}$, оцінка штрафної максимальної правдоподібності отримується ітераційно за формулою Ньютона–Рафсона:

$$\beta^{(s+1)} = \beta^{(s)} + I(\beta^{(s)})^{-1} U^*(\beta^{(s)}).$$

Якщо штрафна логарифмічна правдоподібність у точці $\beta^{(s+1)}$ менша, ніж у точці $\beta^{(s)}$, виконується зменшення кроку (step-halving). Для кожного параметра обмежується максимальний абсолютний крок зміни.

Обчислення профільних довірчих інтервалів штрафної правдоподібності здійснюється за алгоритмом Venzon і Moolgavkar. Для перевірки гіпотези $\gamma = \gamma_0$ використовується статистика відношення правдоподібностей

$$LR = 2[\log L^*(\gamma, \delta) - \log L^*(\gamma_0, \delta_{\gamma_0})],$$

де (γ, δ) – спільна оцінка штрафної максимальної правдоподібності параметрів, а δ_{γ_0} – оцінка при фіксованому $\gamma = \gamma_0$. Межі довірчого інтервалу – це значення γ_0 , для яких LR не перевищує відповідне критичне значення χ^2 -розподілу з 1 ступенем свободи.

Для отриманої моделі (3.1) було побудовано повну бінарну логістичну регресійну модель із використанням поправки Фірта для усунення зміщення оцінок, яке виникає при рідкісних подіях та квазі-розділенні вибірки. Залежною змінною були показання до імплантації (так/ні). У модель аналогічно включено 9 клінічних предикторів. У таблиці 3.5 наведені статистичні показники отриманої моделі (повна модель). Модель у цілому є статистично значущою: Likelihood ratio test $\chi^2 = 461.86$; $df = 9$; $p < 0.001$, що свідчить про наявність зв'язку між сукупністю предикторів і ймовірністю показань до імплантації.

З метою підвищення стабільності моделі було виключено два незначущі предиктори (скарги на відчуття тиску за грудиною $p = 0,44 > 0,05$; скарги на відчуття осплість голосу $p = 0,64 > 0,05$). Повторний аналіз показав, що модель залишилась статистично значущою (таблиця 3.5 – уточнена модель): Likelihood ratio test $\chi^2 = 464.02$; $df = 7$; $p < 0.001$. Коефіцієнти інших змінних практично не змінилися за величиною та напрямком ефекту, що свідчить про відсутність суттєвого змішування або втрати пояснювальної здатності.

Таким чином, уточнена модель містить лише незалежні клінічно та статистично значущі предиктори показань до імплантації.

Зауважимо, що уточнена модель зберігає всі клінічно важливі предиктори, покращує інтерпретованість і не містить статистично нестабільних або неінформативних змінних. Поправка Фірта забезпечила коректні оцінки коефіцієнтів для рідкісних ознак і запобігла проблемі нескінченних оцінок, характерній для стандартної логістичної регресії.

Таблиця 3.5.

Порівняння початкової та уточненої моделей логістичної регресії з поправкою Фірта для прогнозування показань до імплантації*

Предиктор	Повна модель		Уточнена модель		
	$\beta \pm SE$	p	$\beta \pm SE$	p	Вплив на шанси до імплантації
Скарги на печію	1.68 ± 0.75	0.033	1.74 ± 0.75	0.027	↑ збільшує
Скарги на відчуття регургітації	-1.68 ± 0.65	0.016	-1.69 ± 0.66	0.016	↓ зменшує
Скарги на відчуття тиску за грудиною	1.50 ± 1.66	0.44	—	—	—
Скарги на відчуття осплесті голосу	-0.54 ± 0.98	0.64	—	—	—
Наявність дефектів слизової класифікованих за Лос-Анджелівською класифікацією оцінки рефлюкс-езофагіту (1996р.)	-4.05 ± 0.64	<0.001	-4.18 ± 0.65	<0.001	↓ зменшує
Показник висоти пролабування шлунку в стравохід або кардіальну ділянку шлунку	-0.94 ± 0.31	0.0036	-0.98 ± 0.31	0.0019	↓ зменшує
Показник розташування Z-лінії	0.69 ± 0.33	0.045	0.71 ± 0.33	0.039	↑ збільшує
Наявність ерозій вкритих гематином	-6.10 ± 1.52	<0.001	-6.18 ± 1.54	<0.001	↓ зменшує
Наявність виразок вкритих гематином	-6.01 ± 1.46	<0.001	-6.17 ± 1.54	<0.001	↓ зменшує

*Джерело: розраховано автором на основі емпіричних даних.

Для другої уточненої моделі Фірта отримаємо таке рівняння:

$$\text{logit}(\hat{p}_i) = 19,283 + 1,740x_{i1} - 1,689x_{i2} - 4,180x_{i5} - 0,982x_{i6} + 0,708x_{i7} - 6,182x_{i8} - 6,170x_{i9}. \quad (3.1)$$

Найсильніший негативний вплив на показання до імплантації мають рідкісні ендоскопічні ознаки (ерозії та виразки, вкриті гематином) і дефекти слизової за Лос-Анджелівською класифікацією. Помірний негативний вплив має висота пролабування шлунку та наявність регургітації. Позитивний вплив на шанси мають скарги на печію та підвищене розташування Z-лінії. Врахування цих предикторів дозволяє моделі Фірта надійно прогнозувати показання до імплантації та підвищує клінічну інтерпретованість результатів.

3.2. Інтегрована модель факторного відбору та категоріальної регресії для прогнозування рівня ризику імплантації

У даному підрозділі представлено інтегрований метод прогнозування рівня ризику імплантації діагностично-терапевтичних пристроїв у ділянці шлунково-стравохідного з'єднання на основі факторного аналізу та категоріальної регресії. На вибірці з 558 пацієнтів, яка була описана у підрозділі 3.1., було виділено 15 клінічних та ендоскопічних показників, які характеризують стан слизової, анатомічні особливості та симптоматику рефлюксу. Факторний аналіз методом головних осей із обертанням облімін дозволив звести початковий набір змінних до трьох латентних факторів: F_1 – «клінічні та морфологічні ознаки ГЕРХ», F_2 – «анатоמו-функціональні показники стравоходу» та F_3 – «ерозивні ураження слизової». Ці фактори були використані як предиктори у категоріальній регресії для прогнозування п'яти рівнів ризику імплантації. Модель продемонструвала високу якість прогнозу ($R^2 = 0,858$), усі фактори були статистично значущими ($p < 0,001$), а показники мультиколінеарності предикторів $> 0,8$ підтвердили відсутність критичної мультиколінеарності. Отримана модель забезпечує стандартизовану стратифікацію ризику, дозволяючи клініцистам більш об'єктивно оцінювати доцільність імплантації та виділяти пацієнтів, які потребують додаткової оптимізації стану перед процедурою. Дослідження складних випадкових процесів та їх узагальнених характеристик, представлене у роботі [28], підтверджує актуальність методів аналізу багатовимірних даних і виділення прихованих структур у прикладних задачах моделювання.

Імплантація діагностичних і терапевтичних пристроїв у ділянці шлунково-стравохідного з'єднання (наприклад, системи для вимірювання рН/давлення, стимулятори нижнього стравохідного сфінктера, капсульні сенсори) вимагає ретельної оцінки місцевого стану слизової, анатомічних особливостей і загального ризику ускладнень. Клінічне рішення про

доцільність та безпеку таких процедур часто базується на сукупності ендоскопічних і анамнестичних маркерів, що ускладнює стандартизацію підходу та об'єктивність.

Однчасна наявність великої кількості змінних (бінарних, порядкових та кількісних) і наявність рідкісних категорій (розріджені дані) створюють практичні проблеми для прямих багатовимірних моделей: надмірна складність, мультиколінеарність, нестійкість оцінок. Факторний аналіз дозволяє звести набір початкових змінних до меншої кількості латентних факторів, що полегшує інтерпретацію та підвищує стабільність подальших прогностичних моделей. Для змішаних типів предикторів адекватною є застосування оптимального шкалювання і категоріальної регресії, що дозволяє зберегти порядкову структуру цільової змінної при роботі з трансформованими предикторами. Таким чином у даному підрозділі отримана інтегрована модель факторного відбору та категоріальної регресії.

Тут ми спочатку проводимо факторний аналіз за методом головних осей із обертанням облімін для виділення клінічно інтерпретованих латентних факторів із 15 ендоскопічних і клінічних показників, а потім отримані фактори виступають як предиктори в категоріальній регресії для прогнозування п'яти рівнів ризику імплантації. Метою було отримати якісну та інтерпретовану модель, придатну для клінічної допомоги при прийнятті рішення щодо лікувальної імплантації.

Відповідно у даному підрозділі побудована математична модель, що інтегрує клінічні та ендоскопічні дані для прогнозування рівня ризику до імплантації діагностичних та/або терапевтичних пристроїв, зокрема систем Bravo, JSPH-1, BEST Capsule, EndoStim для стимуляції нижнього стравохідного сфінктера, капсульних датчиків Smart nanowire та інших, у пацієнтів із патологією шлунково-стравохідного з'єднання, з метою підвищення точності та об'єктивності клінічного прийняття рішень.

Показники для моделі: Гіперемія слизової в субкардіальній ділянці (бінарна змінна: 1-наявна; 0-відсутня) - X_1 ; Скарги на печію (бінарна змінна:

1-наявна; 0-відсутня) - X_2 ; Скарги на відчуття регургітації (бінарна змінна: 1-наявна; 0-відсутня) - X_3 ; Наявність дефектів слизової класифікованих за Лос-Анджелівською класифікацією оцінки рефлюкс-езофагіту (порядкова змінна: дефекти відсутні – 0; тип А – 1; тип В -2; тим С – 3; тип D - 4) - X_4 ; Наявність ерозій вкритих фібрином (бінарна змінна: 1-наявні; 0-відсутні) - X_5 ; Наявність ерозій вкритих гематином (бінарна змінна: 1-наявні; 0-відсутні) - X_6 ; Наявність виразок вкритих фібрином (бінарна змінна: 1-наявні; 0-відсутні) - X_7 ; Наявність виразок вкритих гематином (бінарна змінна: 1-наявні; 0-відсутні) - X_8 ; Показник розташування Z-лінії (кількісна змінна, см) - X_9 ; Висота верхнього стравохідного сфінктера (кількісна змінна, см) - X_{10} ; Показник діафрагмального звуження (кількісна змінна, см) - X_{11} ; Показник висоти пролабування шлунку в стравохід або кардіальну ділянку шлунку (кількісна змінна, см) - X_{12} ; Протяжність пролабування (кількісна змінна, см) - X_{13} ; Гіперемія в нижній третині стравоходу (бінарна змінна: 1-наявна; 0-відсутня) - X_{14} ; Куріння (бінарна змінна: 1-наявне; 0-відсутнє) - X_{15} .

На основі вибірки з 558 пацієнтів ендоскопічного відділення комунального некомерційного підприємства “Кіровоградська обласна лікарня Кіровоградської обласної ради” та їх клінічних характеристик (X_1 - X_{15}) лікарі змогли встановити рівні ризику для лікувальної імплантації. Було виділено 5 рівнів ризику. Проаналізуємо основні характеристики для градації на групи за рівнями ризику.

0 (відсутній ризик). Ймовірність розвитку ускладнень мінімальна. Наслідки незначні та легко контрольовані. Процедура імплантації вважається безпечною. Базові критерії: може бути гіперемія в нижній третині стравоходу або гіперемія в субкардіальній ділянці шлунка; протяжність пролабування менше 2 см; відсутність дефектів слизової.

1 (низький ризик). Ймовірність ускладнень мінімальна. Наслідки незначні, добре контрольовані. Процедура імплантації безпечна, потрібне лише стандартне спостереження. Базові критерії: може бути гіперемія в нижній третині стравоходу і/або гіперемія в субкардіальній ділянці шлунка;

протяжність пролабування не перевищує 2 см; можуть бути дефекти слизової у вигляді ерозій вкритих фібрином.

2 (середній ризик). Ймовірність ускладнень помірна. Наслідки контрольовані, однак рекомендоване дотримання дієти, режиму харчування та посилене клінічне спостереження. Базові критерії: може бути гіперемія в нижній третині стравоходу і/або гіперемія в субкардіальній ділянці шлунка; протяжність пролабування не перевищує 3 см; можуть бути дефекти слизової у вигляді ерозій та/або виразок вкритих фібрином.

3 (високий ризик). Ймовірність ускладнень підвищена. Наслідки клінічно значущі, потребують посиленого медичного нагляду. Процедура імплантації допускається лише після ретельної оцінки. Базові критерії: протяжність пролабування не перевищує 3 см; можуть бути дефекти слизової у вигляді ерозій та/або виразок вкритих гематином. Комбінації “гематин” піднімають ризик до високого незалежно від гіперемії чи набряку.

4 (критичний ризик). Ймовірність ускладнень висока. Наслідки можуть бути небезпечними для життя. Процедура імплантації не рекомендована, поки ризики не будуть усунені або зменшені. Базові критерії: протяжність пролабування більше 3 см; можуть бути дефекти слизової у вигляді ерозій та/або виразок вкритих фібрином і гематином.

Зауважимо, що тут наведені ключові маркери щодо градації за групами ризику. Лікарі враховували весь спектр перелічених показників X_1 - X_{15} .

Так як кількість змінних дуже велика, а також деяка частина змінних містить поодинокі значення (є проблема розріджених даних), то для знаходження моделі, яка буде відображати рівні ризику, проведемо факторний аналіз змінних X_1 - X_{15} і спробуємо латентні фактори, які пояснюють основні закономірності в даних і зменшують кількість змінних, залишаючи максимально можливу інформацію.

Таким чином для спостережуваних p змінних X_1 - X_{15} припускаємо, що існує m ($m < p$) латентних факторів $F_1, F_2, \dots, F_m$, такі що кожна змінна може бути представлена як:

$$X_j = \lambda_{j1}F_1 + \lambda_{j2}F_2 + \dots + \lambda_{jm}F_m + \varepsilon_j, \quad j = 1, \dots, 15, \quad (3.2)$$

де: λ_{jk} – факторні навантаження, які показують наскільки X_j пов'язана з фактором F_j ; ε_j – унікальна частина змінної X_j , яку фактори не пояснюють.

Будемо використовувати метод головних осей (Principal Axis Factoring, PAF), який не вимагає припущення про нормальний розподіл даних [8, 31]. Це робить його привабливим вибором, коли дані не відповідають умовам нормальності. У порівнянні з методом максимальної правдоподібності, який потребує нормальності даних, PAF є більш гнучким і стійким до порушень цієї умови.

Першим кроком даного методу є стандартизація змінних через середні значення та стандартні відхилення змінних

$$Z_{ij} = \frac{X_{ij} - \bar{X}_j}{s_j}, \quad i = 1, \dots, 558, \quad j = 1, \dots, 15,$$

де Z_{ij} – стандартизоване значення змінної j для i -го пацієнта; $\bar{X}_j$ – середнє значення змінної X_j ; s_j – стандартне відхилення змінної X_j . Зауважимо, що у статистичному пакеті SPSS при факторному аналізі через кореляційну матрицю стандартизація вже відбувається автоматично [3].

Це забезпечує, що всі змінні мають $E(Z_j) = 0$, $Var(Z_j) = 1$.

Далі будується матриця кореляцій $R = [r_{jk}]_{p \times p}$, елементи якої визначаються наступним чином:

$$r_{jk} = \frac{Cov(X_j, X_k)}{s_j s_k}, \quad j, k = 1, \dots, 15.$$

Для бінарних змінних коефіцієнт кореляції Пірсона чисельно співпадає з коефіцієнтом контингенції фі, який використовується для оцінки зв'язку між бінарними змінними [1], тому використання стандартної матриці кореляцій у SPSS коректне навіть при змішаних типах змінних.

У матричній формі основна факторна модель для всієї вибірки записується так:

$$Z = F\Lambda' + E,$$

де Z – матриця стандартизованих змінних розмірності $n \times p$; F – матриця факторних балів (латентних факторів) розмірності $n \times m$; Λ' – транспонована матриця факторних навантажень розмірності $m \times p$; E – матриця унікальних залишків розмірністю $n \times p$.

Для кожного окремого спостереження (пацієнта) це рівняння має вигляд:

$$z_i = \Lambda f_i + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, n,$$

де z_i – вектор стандартизованих змінних для i -го пацієнта; f_i – вектор значень латентних факторів; ε_i – вектор залишкових похибок.

РАФ розраховує такі факторні навантаження $\Lambda = [\lambda_{jk}]$, щоб коваріаційна структура змінних задовольняла рівність:

$$R = \Lambda \Lambda' + \Psi,$$

де $\Lambda \Lambda'$ – дисперсія, пояснена латентними факторами; $\Psi = \text{diag}(\psi_1, \dots, \psi_p)$ – діагональна матриця унікальних дисперсій, тобто залишків, які не пояснюються факторами.

Для кожної змінної X_j обчислюється загальна дисперсія змінної, пояснена факторами h_j^2 , тобто частка дисперсії змінної, пояснена виділеними факторами:

$$h_j^2 = \sum_{k=1}^m \lambda_{jk}^2.$$

В пакеті SPSS розраховуються Initial (початкові) і Extraction (виділені) h_j^2 . Високі значення h_j^2 ($h_j^2 \rightarrow 1$), означають що фактори добре пояснюють змінну X_j .

Метод РАФ шукає такі факторні навантаження Λ , щоб звести до мінімуму різницю між емпіричною матрицею кореляцій та її факторною апроксимацією ($\Lambda \Lambda' + \Psi$). Підходи до симуляції стохастичних процесів з контрольованою надійністю та точністю [24] дозволяють оцінити стабільність отриманих факторних структур. На практиці це досягається ітераційно. Початкові значення ψ_j задаються як $1 - h_j^2$. З матриці $R - \Psi$ обчислюються власні значення та власні вектори. Формуються нові навантаження Λ із

власних векторів, що відповідають найбільшим власним значенням. Процес повторюється до тих пір, доки зміни h_j^2 стануть незначними.

Для полегшення інтерпретації результатів скористаємось методом обертання Облімін із нормалізацією Кайзера. Даний метод дозволяє факторам бути корельованими, що важливо для клінічних ознак, які можуть бути взаємопов'язані. Також факторні навантаження після обертання легше інтерпретувати, вони чітко показують, які змінні входять до кожного латентного фактору.

Після обертання

$$\Lambda^* = \Lambda T,$$

де T – матриця обертання, що спрощує структуру факторних навантажень таким чином, що кожна змінна має суттєве навантаження на один фактор.

Критерієм придатності даних для факторного аналізу є являється тест Кайзера-Мейєра-Олкіна (KMO), який вимірює пропорцію дисперсії змінних, яку можна пояснити спільними факторами [22]. KMO обчислюється за формулою:

$$KMO = \frac{\sum_{j \neq k} r_{jk}^2}{\sum_{j \neq k} r_{jk}^2 + \sum_{j \neq k} p_{jk}^2}, \quad p_{jk} = -\frac{r^{jk}}{\sqrt{r^{jj} \cdot r^{kk}}}$$

де r^{jk} – елемент оберненої матриці кореляцій R^{-1} ; r^{jj} , r^{kk} – діагональні елементи R^{-1} , що відповідають змінним X_j , X_k .

Значення KMO близьке до 1 вказує на високу придатність даних для факторного аналізу.

Тест сферичності Бартлетта перевіряє гіпотезу про те, що кореляційна матриця змінних є одиничною, тобто змінні не корельовані між собою. Цей тест є важливим перед застосуванням факторного аналізу, оскільки значна кореляція між змінними є необхідною умовою для виділення латентних факторів. Статистика критерію Бартлетта розраховується наступним чином [4]:

$$\chi^2 = -\left(n - 1 - \frac{2p + 5}{6}\right) \ln(\det(R)),$$

де $\det(R)$ – визначник кореляційної матриці.

Якщо p -значення тесту Бартлетта менше обраного рівня значущості, то гіпотеза про одиничність кореляційної матриці відхиляється, що свідчить про наявність значущих кореляцій між ними.

Проаналізуємо детально результати факторного аналізу для нашої моделі. З таблиці 3.6 видно, що оптимальна кількість факторів рівна 3. Згідно з критерієм Кайзера, у модель залишають лише ті фактори, власні значення яких перевищують 1 [27].

Таблиця 3.6

**Пояснена дисперсія факторів за результатами факторного аналізу
методом головних осей***

Фактор	Початкові власні числа			Після виділення: Сума квадратів навантажень			Після обертання: Сума квадратів навантажень ^a
	Загальне	% дисперсії	Кумулятивно %	Загальне	% дисперсії	Кумулятивно %	Загальне
1	6,143	40,952	40,952	5,864	39,093	39,093	5,390
2	2,862	19,079	60,030	2,629	17,527	56,619	2,833
3	1,516	10,106	70,136	1,196	7,972	64,592	2,663
4	,900	6,001	76,138				
5	,760	5,064	81,202				
6	,711	4,741	85,944				
7	,641	4,274	90,218				
8	,427	2,849	93,067				
9	,338	2,253	95,320				
10	,240	1,602	96,921				
11	,183	1,221	98,142				
12	,129	,860	99,003				
13	,077	,516	99,519				
14	,067	,449	99,969				
15	,005	,031	100,000				
Метод виділення: Метод головних осей (PAF).							
а. Примітка: Коли фактори корельовані, суми квадратів навантажень не можна додавати для отримання загальної дисперсії.							

*Джерело: розраховано автором на основі емпіричних даних.

Вибір саме трьох факторів додатково підтверджується графіком кам'янистого осипу (рис. 3.1), на якому чітко спостерігається “перелом” між

третім і четвертим факторами. Після третього фактору власні значення різко зменшуються та наближаються до нуля, що свідчить про незначний внесок наступних факторів у пояснення дисперсії. Отже, рішення про виділення трьох латентних факторів є теоретично й статистично обґрунтованим. Подібний підхід до визначення оптимальної кількості факторів, зокрема із застосуванням критерію Кайзера та аналізу власних значень, широко використовується у прикладних дослідженнях і підтверджує свою ефективність при роботі з багатовимірними статистичними даними [11].

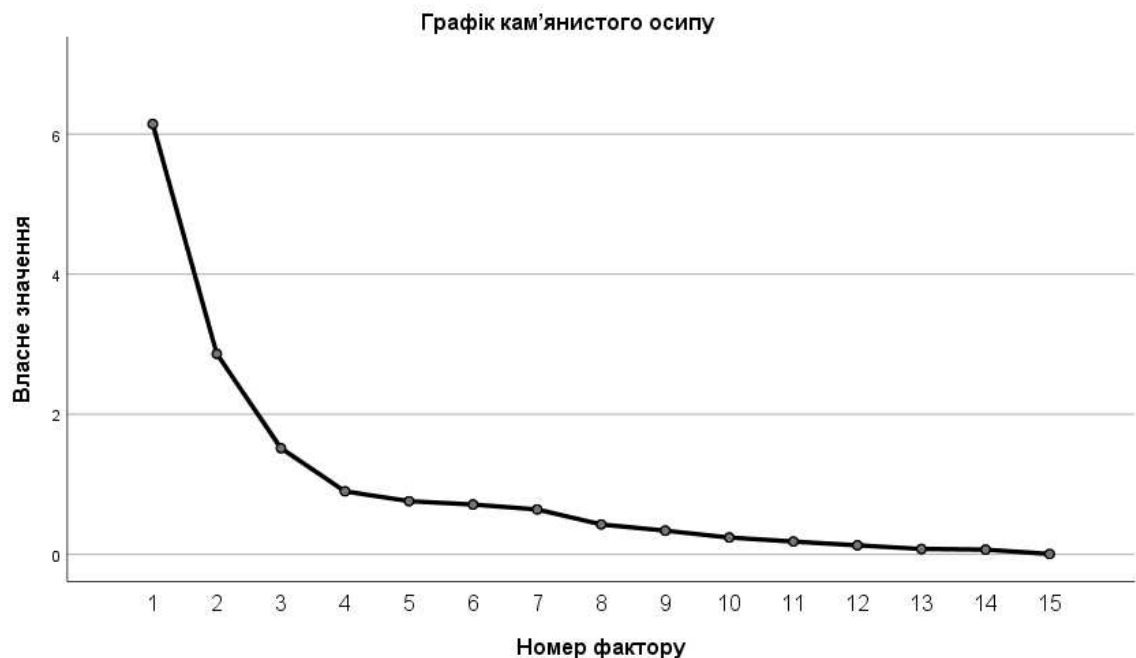


Рис. 3.1. Графік кам'янистого осипу

На основі кореляційної матриці та таблиці h_j^2 (Таблиця 3.7) можемо зробити клінічну інтерпретацію важливості початкових змінних X_1 - X_{15} на визначення факторних змінних F_1 - F_3 .

Згідно з нашим результатом (таблиця 3.8), значення $KMO = 0,740$. Це свідчить про значне перекриття інформації між змінними та наявність середньої часткової кореляції. Отже, проведення факторного аналізу є цілком обґрунтованим.

Іншими словами, вибірка і структура даних дозволяють виділити латентні фактори. За тестом сферичності Бартлетта $p = 0,000 < 0,05$, отже гіпотеза про одиничну кореляційну матрицю відкидається. Це означає, що змінні взаємопов'язані, і факторний аналіз доцільний.

Таблиця 3.7.

Загальні дисперсії змінних, пояснені факторами та клінічна інтерпретація змінних у факторному аналізі*

Предиктори	Початкові h_j^2	Виділені h_j^2	Клінічна інтерпретація	Рівень впливу
X_1	0,732	0,454	Локальне запалення, пов'язане з анатомічними змінами (висота сфінктера, протяжність пролабування)	Середній
X_2	0,712	0,678	Класичний симптом ГЕРХ, корелює з дефектами слизової	Високий
X_3	0,787	0,649	Ключовий симптом ГЕРХ, пов'язаний із тяжкими ураженнями	Високий
X_4	0,910	0,922	Ключовий ендоскопічний маркер, корелює з симптомами	Високий
X_5	0,763	0,915	Активне ураження, пов'язане з симптомами, анатомією та курінням	Високий
X_6	0,175	0,083	Рідкісне ураження, клінічно малозначуще	Низький
X_7	0,715	0,639	Тяжкі ураження, пов'язані із симптомами та структурними змінами	Низький
X_8	0,255	0,199	Малоспецифічне, рідкісне ураження	Низький
X_9	0,795	0,711	Анатомічний маркер ГЕРХ, відображає тяжкість рефлюксу	Високий
X_{10}	0,878	0,897	Механічний бар'єр проти рефлюксу, пов'язаний з протяжністю пролабування	Високий
X_{11}	0,987	0,858	Основний анатомічний маркер тяжкого рефлюксу	Високий
X_{12}	0,991	0,977	Маркер тяжкого рефлюксу, пов'язаний з діафрагмальним звуженням	Високий
X_{13}	0,966	0,623	Механічне значення, вторинний маркер	Середній
X_{14}	0,533	0,519	Показник запалення, асоційований із симптомами і структурою	Середній
X_{15}	0,608	0,564	Фактор ризику, посилює симптоми та ураження слизової	Середній

*Джерело: розраховано автором на основі емпіричних даних.

Таблиця 3.8.

Критерії придатності даних для факторного аналізу (КМО та тест сферичності Бартлетта)

Статистика критерію КМО		0,740
Тест сферичності Бартлетта	Хі-квадрат статистика	8597,565
	Ступені свободи	105
	Рівень значущості (p)	0,000

*Джерело: розраховано автором на основі емпіричних даних.

На основі таблиці факторних навантажень для 15 клінічних змінних методом головних осей з обертанням облімін виділимо латентні фактори та надамо їх змістовну інтерпретацію (в дужках зазначатимемо факторні навантаження клінічних показників).

Фактор 1 - F_1 «Клінічні та морфологічні ознаки гастроєзофагеальної рефлюксної хвороби (ГЕРХ)» включає наступні показники: показник діафрагмального звуження (0,830); наявність виразок вкритих фібрином (0,780); показник розташування Z-лінії (0,748); скарги на відчуття регургітації (0,730); наявність дефектів слизової за Лос-Анджелівською класифікацією (0,729); куріння (0,598); скарги на печію (0,592); гіперемія в нижній третині стравоходу (0,572); наявність виразок вкритих гематином (0,438).

Фактор 2 - F_2 «Анатомо-функціональні показники стравоходу» включає наступні показники: висота верхнього стравохідного сфінктера (-0,870); показник протяжності пролабування (-0,783); показник висоти пролабування шлунку в стравохід або кардіальну ділянку (0,698); наявність гіперемії слизової в субкардіальній ділянці (0,635).

Фактор 3 - F_3 «Ерозивні ураження слизової» включає наступні показники: наявність ерозій вкритих фібрином (0,973); наявність ерозій вкритих гематином (0,256).

Після обертання розраховуються факторні бали для кожного спостереження. У нашому випадку це буде:

$$f_{i1}, f_{i2}, f_{i3}, \quad i = 1, \dots, 558,$$

де f_{i1} – факторний бал для Фактор 1 «Клінічні та морфологічні ознаки ГЕРХ»; f_{i2} – факторний бал для Фактор 2 «Анатомо-функціональні показники стравоходу»; f_{i3} – факторний бал для Фактор 3 «Ерозивні ураження слизової».

Факторні бали f_{ik} для кожного спостереження i на факторі k розраховуються як зважена комбінація стандартизованих змінних:

$$f_{ik} = \omega_{1k}Z_{i1} + \omega_{2k}Z_{i2} + \dots + \omega_{pk}Z_{ip},$$

де ω_{jk} – коефіцієнт ваги для змінної Z_j на факторі F_k . Вага в пакеті SPSS обчислюється методом регресії, де факторні бали – це найкраща оцінка факторів за мінімумом середньоквадратичної похибки.

Далі обчислюється кореляційна матриця факторних балів:

$$r_{F_j F_k} = \frac{Cov(F_j, F_k)}{\sigma_{F_j} \sigma_{F_k}}, \quad j, k = 1, 2, 3,$$

де $Cov(F_j, F_k)$ – коваріація між факторами F_j та F_k ; σ_{F_j} , σ_{F_k} – стандартні відхилення факторних балів відповідною.

У таблиці 3.9 наведена матриця відповідних факторних кореляцій.

Таблиця 3.9.

Матриця факторних кореляцій*

Фактор	1	2	3
1	1,000	-,149	,288
2	-,149	1,000	-,001
3	,288	-,001	1,000

*Джерело: розраховано автором на основі емпіричних даних.

Позадіагональні елементи в таблиці 3.9 показують взаємну кореляцію між факторами: F_1 і F_2 ($r = -0,149$) - слабка негативна кореляція, майже незалежні; F_1 і F_3 ($r = 0,288$) - слабка позитивна кореляція, деяке перетинання ознак; F_2 і F_3 ($r = -0,001$) - практично відсутня кореляція, фактори незалежні.

Кінцева форма факторної моделі (3.2), яка показує, як кожна змінна розкладається на вплив факторів плюс залишкову частину, має вигляд:

$$\begin{aligned}
 X_1 &= -0,130 \cdot F_1 + 0,635 \cdot F_2 + 0 \cdot F_3 + \varepsilon_1; & X_2 &= 0,592 \cdot F_1 - 0,182 \cdot F_2 + 0,369 \cdot F_3 + \varepsilon_2; \\
 X_3 &= 0,730 \cdot F_1 - 0,217 \cdot F_2 + 0 \cdot F_3 + \varepsilon_3; & X_4 &= 0,729 \cdot F_1 - 0,258 \cdot F_2 + 0,347 \cdot F_3 + \varepsilon_4; \\
 X_5 &= 0 \cdot F_1 + 0 \cdot F_2 + 0,973 \cdot F_3 + \varepsilon_5; & X_6 &= 0 \cdot F_1 + 0 \cdot F_2 + 0,256 \cdot F_3 + \varepsilon_6; \\
 X_7 &= 0,780 \cdot F_1 - 0,153 \cdot F_2 - 0,373 \cdot F_3 + \varepsilon_7; & X_8 &= 0,438 \cdot F_1 + 0 \cdot F_2 - 0,202 \cdot F_3 + \varepsilon_8; \\
 X_9 &= 0,748 \cdot F_1 + 0,303 \cdot F_2 + 0,201 \cdot F_3 + \varepsilon_9; & X_{10} &= 0,133 \cdot F_1 - 0,870 \cdot F_2 + 0,260 \cdot F_3 + \varepsilon_{10}; \\
 X_{11} &= 0,830 \cdot F_1 + 0,359 \cdot F_2 + 0,192 \cdot F_3 + \varepsilon_{11}; & X_{12} &= 0,698 \cdot F_1 + 0,729 \cdot F_2 + 0,188 \cdot F_3 + \varepsilon_{12}; \\
 X_{13} &= 0 \cdot F_1 - 0,783 \cdot F_2 + 0 \cdot F_3 + \varepsilon_{13}; & X_{14} &= 0,572 \cdot F_1 - 0,186 \cdot F_2 + 0,226 \cdot F_3 + \varepsilon_{14}; \\
 X_{15} &= 0,598 \cdot F_1 + 0 \cdot F_2 + 0,301 \cdot F_3 + \varepsilon_{15};
 \end{aligned}$$

Таким чином, три виділені фактори переважно незалежні і відображають різні аспекти клінічних змін у пацієнтів.

Отже, ми перейшли від 15 клінічних показників різного типу і природи до 3-х факторних змінних, які повно і значуще охоплюють дані показники. На основі отриманих трьох факторних змінних побудуємо модель категоріальної регресії, яка дасть можливість класифікувати пацієнтів за рівнями ризику для лікувальної імплантації.

Категоріальна регресія (в SPSS CATREG) – це узагальнення лінійної регресії, яке дозволяє використовувати змішані типи змінних: кількісні, порядкові, номінальні [12; 15]. Перед побудовою регресійної моделі виконується оптимальне шкалювання: кожній номінальній або порядковій змінній присвоюються оптимальні числові значення, які максимізують множинну кореляцію між предикторами та залежною змінною.

Зауважимо, що залежна змінна у нас порядкова (можливо її також визначати як номінальну) і у неї наявні такі категорії ризику: 0 (відсутній ризик); 1 (низький ризик); 2 (середній ризик); 3 (високий ризик); 4 (критичний ризик). Інші змінні кількісні – це факторні навантаження для трьох факторів.

Таким чином $Y \in \{0,1,2,3,4\}$ - це порядкова змінна. Незалежні змінні - кількісні факторні бали (латентні фактори), які ми отримали із факторного аналізу: F_1, F_2, F_3 .

Тоді категоріальна регресійна модель у нашому випадку матиме вигляд:

$$\psi(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \phi_1(f_{1i}) + \beta_2 \phi_2(f_{2i}) + \beta_3 \phi_3(f_{3i}) + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, n,$$

де $\psi: \{0,1,2,3,4\} \mapsto \mathbb{R}$ - монотонна функція оптимального шкалювання залежної змінної (зберігає порядок): $\psi(0) < \psi(1) < \psi(2) < \psi(3) < \psi(4)$; $\phi_j: \mathbb{R} \mapsto \mathbb{R}$ - функція оптимального шкалювання j -го предиктора ($j = 1,2,3$); $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3$ - коефіцієнти регресії; ε_i - випадкова похибка з $E(\varepsilon_i) = 0$.

Коефіцієнти $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3$ та трансформації $\psi, \phi_1, \phi_2, \phi_3$ визначаються шляхом мінімізації суми квадратів залишків:

$$\min_{\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \psi, \phi_1, \phi_2, \phi_3} \sum_{i=1}^n \left[\psi(Y_i) - \beta_0 - \sum_{j=1}^3 \beta_j \phi_j(f_{ji}) \right]^2.$$

В алгоритмі використовується наближення через наступну дискретизацію:

$$\phi_j(f_{ji}) = \sum_{k=1}^{K_j} c_{jk} \mathbf{1}(f_{ji} \in I_{jk}),$$

де I_{jk} - інтервали (градації) значень фактору F_j ; c_{jk} - оптимальні числові коефіцієнти шкали для кожної градації; $\mathbf{1}(f_{ji} \in I_{jk})$ - індикаторна функція (1, якщо f_{ji} належить інтервалу I_{jk}).

В кінці формуються нові змінні:

$$Y_i^* = \psi(Y_i), \quad f_{ji}^* = \phi_j(f_{ji}), \quad j = 1,2,3.$$

Модель в просторі шкалованих змінних має вигляд лінійної регресії:

$$Y_i^* = \beta_1 f_{1i}^* + \beta_2 f_{2i}^* + \beta_3 f_{3i}^* + \varepsilon_i. \quad (3.3)$$

Відповідно β_j - приріст очікуваного шкалованого індексу ризику Y^* при одиничному прирості F_j^* в умовах фіксованих інших предикторів. Знак β_j визначає напрям впливу фактору на шкалований ризик, а модуль - відносну силу впливу.

Показники якості моделі розраховуються аналогічно як і у випадку лінійної регресії і наведені у таблицях 3.10 та 3.11.

Множинний коефіцієнт кореляції між фактичними і прогнозованими значеннями залежної змінної «Група ризику» $R = 0,926$ означає дуже сильний зв'язок.

Таблиця 3.10.

**Параметри якості моделі категоріальної регресії для залежної змінної
«Група ризику»***

Множинний R	R^2	Скоригований R^2	Середня квадратична помилка прогнозу
0,926	0,858	0,857	0,142

*Джерело: розраховано автором на основі емпіричних даних.

Коефіцієнт детермінації $R^2 = 0,858$ означає, що 85,8% варіації «Група ризику» пояснюється моделлю. Скоригований $R^2 = 0,857$ з поправкою на кількість предикторів і розмір вибірки майже таке саме, як R^2 , тобто модель не надто ускладнена.

Таблиця 3.11.

**Результати аналізу дисперсії (ANOVA) для моделі категоріальної регресії
залежної змінної «Група ризику»**

Джерело	Сума квадратів	Ступені свободи	Середній квадрат	Ф-критерій	Рівень значущості ($p - value$)
Регресія	476,376	5	95,275	665,264	0,000
Залишки	78,624	549	0,143		
Загальна	555,000	554			

*Джерело: розраховано автором на основі емпіричних даних.

З таблиці 3.11 видно, що модель значущо пояснює змінну Y - «Група ризику», так як $p - value = 0,000$. Отже ймовірність того, що модель випадкова - менше 0,001.

Стандартизовані коефіцієнти (таблиця 3.12) показують силу та напрямок впливу предикторів: F_1 має невеликий позитивний вплив (+0,126); F_2 - дуже сильний негативний вплив (-0,857); F_3 - невеликий позитивний вплив (+0,164). Кожен коефіцієнт статистично значущий ($p\text{-value} < 0,001$). Відповідно найсильніший предиктор F_2 , що говорить про те, що змінні, які початково сформували даний фактор найсильніше впливають на виявлення рівня ризику для лікувальної імплантації. Але, зауважимо, що всі фактори здійснюють суттєвий вплив на залежну змінну навіть на рівні значущості 0,001.

Таблиця 3.12.

Стандартизовані коефіцієнти та статистична значущість предикторів моделі категоріальної регресії для залежної змінної «Група ризику»

Предиктор	Стандартизовані коефіцієнти		Ступені свободи	F-критерій	Рівень значущості (p-value)
	Beta	Оцінка стандартної похибки			
F_1	0,126	0,028	2	20,869	0,000
F_2	-0,857	0,021	1	1681,605	0,000
F_3	0,164	0,033	2	25,502	0,000

*Джерело: розраховано автором на основі емпіричних даних.

Відповідно нашу модель категоріальної регресії можна записати у вигляді (3.3):

$$Y_i^* = \beta_0 + 0,126 \cdot f_{1i}^* - 0,857 \cdot f_{2i}^* + 0,164 \cdot f_{3i}^* + \varepsilon_i. \quad (3.4)$$

У таблиці 3.13 наведені важливі характеристики категоріальної регресії.

Таблиця 3.13.

Кореляції, внесок предикторів та показники мультиколінеарності для моделі категоріальної регресії (залежна змінна «Група ризику»)

Предиктор	Кореляція			Внесок предиктора	Показник мультиколінеарності	
	Нульова кореляція	Часткова кореляція	Напівчасткова кореляція		Після трансформації	До трансформації
F_1	0,255	0,311	0,123	0,037	0,961	0,823
F_2	-0,906	-0,911	-0,831	0,905	0,939	0,886
F_3	0,300	0,393	0,161	0,057	0,960	0,920

*Джерело: розраховано автором на основі емпіричних даних.

Нульова кореляція - це проста кореляція кожного предиктора з залежною змінною, без контролю за іншими предикторами. Часткова кореляція - кореляція предиктора з залежною змінною, враховуючи вплив інших предикторів. Напівчасткова кореляція: у цьому випадку вплив інших предикторів виключається лише з предиктора, а не з залежної змінної. Внесок ознаки – це показник, який відображає «вагу» предиктора після оптимального шкалювання у категоріальній регресії. Показник мультиколінеарності із значенням $<0,1$ свідчить про сильну мультиколінеарність [32].

Таким чином найвищі абсолютні значення усіх типів кореляцій має фактор F_2 (нульова – 0,906, часткова – 0,911, напівчасткова – 0,831). Це знову підтверджує, що саме F_2 є основним фактором, який визначає зміну залежної змінної «Група ризику». Високе значення внеску предиктору після трансформації (0,905) також підтверджує його провідну роль у моделі. F_1 і F_3 демонструють слабші зв'язки з залежною змінною (кореляції 0,255 та 0,39). Їхній внесок після трансформації становить 0,037 і 0,057 відповідно, що вказує на другорядний внесок у модель.

Значення показників мультиколінеарності до та після трансформації для всіх факторів суттєво не відрізняються, що означає, що оптимальне шкалювання не спотворило структуру зв'язків, а лише уточнило їх.

Усі значення показника мультиколінеарності $> 0,8$, що свідчить про відсутність критичної мультиколінеарності між факторами, тобто фактори можна вважати достатньо незалежними для використання в регресійній моделі. Отже, модель стабільна, і жоден фактор не дублює інформацію іншого.

3.3. Нейромережева модель прогнозування рівня ризику імплантації

У даному підрозділі представлено математичну модель прогнозування рівня ризику можливості імплантації терапевтичних пристроїв у пацієнтів із патологією шлунково-стравохідного з'єднання на основі штучної нейронної мережі типу багат шарового перцептрона (Multilayer Perceptron, MLP). Модель інтегрує 15 клінічних, ендоскопічних та морфометричних показників, що відображають як функціональний стан стравоходу, так і структурні зміни слизової оболонки. Це ті ж показники, які були використані у підрозділі 3.2 для розв'язання цієї ж задачі, але за допомогою інтегрованої моделі факторного відбору та категоріальної регресії. Тому тут, аналогічно, для побудови моделі використано вибірку з 558 спостережень (401 – навчальна, 155 – тестова), що забезпечило статистично достовірну оцінку її прогностичної ефективності. Архітектура мережі включає вхідний шар із 50 параметрів (після кодування змінних), один прихований шар із 7 нейронами та вихідний шар із 5 вузлів, які відповідають рівням ризику (0–4). Навчання здійснювалося методом зворотного розповсюдження помилки з використанням оптимізатора Scaled Conjugate Gradient. Модель продемонструвала надзвичайно високу точність класифікації – 99,8% для навчальної та 99,4% для тестової вибірок, при цьому значення площі під ROC-кривими (AUC) для кожного класу становили 1. Така стабільність свідчить про відсутність перенавчання та високу узагальнювальну здатність моделі. Такі високі показники пов'язані з високою структурованістю морфометричних показників та їх сильною дискримінативною здатністю у даній вибірці. Найбільший внесок у формування прогнозу мають морфометричні параметри, що характеризують ступінь пролабування шлунку в стравохід, показники діафрагмального звуження та розташування Z-лінії, а також ендоскопічні ознаки ураження слизової – наявність ерозій і виразок, вкритих гематином. Отримані результати демонструють потенціал нейромережевого підходу для автоматизованої стратифікації пацієнтів за рівнем ризику та обґрунтованого вибору інтервенційних стратегій (зокрема імплантації систем Bravo, JSPH-1,

BEST Capsule, EndoStim тощо). Запропонована модель може стати основою для створення інтелектуальної системи підтримки клінічних рішень, що підвищує точність діагностики, сприяє персоналізації лікування та знижує ризики необґрунтованих інвазивних втручань у гастроентерологічній практиці.

Задача класифікації пацієнтів за рівнем ризику розвитку ускладнень або необхідності імплантації медичних пристроїв є багатовимірною та стохастичною за своєю природою. Вона вимагає побудови алгоритмів, здатних до апроксимації складних функцій розподілу ознак у багатовимірному просторі та до узагальнення на нових даних [10]. З математичної точки зору це відповідає задачі побудови функціонального відображення, яке мінімізує функцію помилки класифікації або крос-ентропійних втрат на множині навчальних спостережень.

Застосування штучних нейронних мереж, зокрема багатошарового перцептрона (Multilayer Perceptron, MLP), дозволяє реалізувати цю задачу за рахунок побудови нелінійних відображень, що узагальнюють інформацію між вхідними параметрами різної природи. Однак практична реалізація таких моделей у медичних задачах потребує: формалізації структури моделі з урахуванням обмеженого обсягу клінічних даних; вибору адекватного алгоритму оптимізації, який забезпечує збіжність при складній функції втрат; аналізу стабільності та узагальнювальної здатності моделі на незалежних вибірках.

Таким чином, математична постановка дослідження полягає у побудові, параметричній ідентифікації та оцінюванні ефективності нейромережевої моделі типу MLP, яка інтегрує клінічні, ендоскопічні та морфометричні показники для прогнозування груп ризику для лікувальної імплантації у пацієнтів із патологією шлунково-стравохідного з'єднання. З практичного боку це спрямовано на створення обчислювально ефективного інструменту прогнозової аналітики, а з математичного - на розроблення та дослідження

властивостей нелінійної класифікаційної функції, оптимізованої за критерієм крос-ентропійних втрат.

Проте у публікаціях також підкреслюються виклики та обмеження: проблема невеликих вибірок, балансування класів, адекватне кодування порядкових та номінальних змінних, ризик перенавчання та недостатня інтерпретованість моделей. У системному огляді [2] зазначено, що MLP-моделі хоч і отримали широке застосування, але залишаються чутливими до малого обсягу даних та мають проблеми із пояснювальною здатністю. У статті [25] продемонстровано, що оптимізація MLP-архітектури значно підвищує її продуктивність у “шумних” і нелінійних наборах клінічних даних. Крім того, хоча застосування нейромереж для відбору пацієнтів до імплантаційних процедур менш розроблене, у статті [19] акцентується увага на можливості нейромереж для прогнозування успішності імплантацій (наприклад стоматологічних) і наголошується важливість інтеграції моделей із клінічною практикою.

Таким чином, незважаючи на значний прогрес, необхідна подальша адаптація та валідація моделей саме у контексті імплантаційних медичних пристроїв, із урахуванням багатовимірних даних та клінічних вимог.

У даному підрозділі побудовано математичну модель на основі багатошарового перцептрона (MLP), яка інтегрує клінічні, ендоскопічні та морфометричні показники пацієнтів для прогнозування рівня ризику необхідності імплантації діагностичних та/або терапевтичних пристроїв, зокрема систем Bravo, JSPH-1, BEST Capsule, EndoStim для стимуляції нижнього стравохідного сфінктера, а також капсульних датчиків Smart panowire та ін. у пацієнтів із патологією шлунково-стравохідного з’єднання [16].

Метою моделювання є підвищення точності та об’єктивності клінічного прийняття рішень шляхом автоматизованої оцінки ризику на основі багатофакторних вхідних даних.

Для побудови моделі аналогічно було використано 15 змінних, що відображають як клінічні симптоми, так і морфологічні характеристики стравоходу та шлунково-стравохідного переходу: наявність гіперемії слизової в субкардіальній ділянці (бінарна змінна); скарги на печію (бінарна змінна); скарги на відчуття регургітації (бінарна змінна); наявність дефектів слизової класифікованих за Лос-Анджелівською класифікацією оцінки рефлюкс-езофагіту (порядкова змінна); наявність ерозій вкритих фібрином (бінарна змінна); наявність ерозій вкритих гематином (бінарна змінна); наявність виразок вкритих фібрином (бінарна змінна); наявність виразок вкритих гематином (бінарна змінна); показник розташування Z-лінії (кількісна змінна); висота верхнього стравохідного сфінктера (кількісна змінна); показник діафрагмального звуження (кількісна змінна); показник висоти пролабування шлунку в стравохід або кардіальну ділянку шлунку (кількісна змінна); протяжність пролабування (кількісна змінна); наявність гіперемії в нижній третині стравоходу (бінарна змінна); куріння (бінарна змінна).

Нагадаємо, що це ті ж змінні, які були використані у підрозділі 3.2. Після побудови нейромережевої моделі ми робимо її порівняння з інтегрованою моделлю факторного відбору та категоріальної регресії.

На основі вибірки з 558 пацієнтів ендоскопічного відділення комунального некомерційного підприємства «Кіровоградська обласна лікарня Кіровоградської обласної ради» та їх клінічних характеристик (15 змінних) лікарі змогли встановити рівні ризику для лікувальної імплантації. Було виділено 5 рівнів ризику: 0 (відсутній ризик) - ймовірність розвитку ускладнень мінімальна; 1 (низький ризик) - ймовірність ускладнень мінімальна, наслідки незначні, добре контрольовані; 2 (середній ризик) - ймовірність ускладнень помірна; 3 (високий ризик) - ймовірність ускладнень підвищена; 4 (критичний ризик) - ймовірність ускладнень висока.

Для побудови предиктивної моделі класифікації пацієнтів за групами ризику використано багатошаровий перцептрон, реалізований у

статистичному пакеті IBM SPSS за допомогою методів Neural Networks [5, 14, 23].

Модель належить до класу штучних нейронних мереж прямого поширення сигналу (feedforward neural networks), де кожен шар з'єднаний лише із наступним, а навчання здійснюється методом зворотного розповсюдження помилки (backpropagation). Порівняння різних архітектур нейронних мереж (зокрема згорткових та щільних) у задачах класифікації, наведене у роботі [30], підтверджує доцільність використання багат шарових перцептронів (dense neural networks) для обробки багатовимірних даних, що узгоджується з отриманими результатами нашої MLP-моделі.

У нашому випадку маємо $N = 558$ (із них $N_{train} = 401$ тренувальні (72,1%), $N_{test} = 155$ тестувальні (27,9%)). Позначимо оригінальний набір ознак (перед кодуванням) як

$$\tilde{X} = \{\tilde{x}^{(i)}\}_{i=1}^N, \quad \tilde{x}^{(i)} \in \mathcal{D},$$

де $\mathcal{D}$ містить змішані типи (бінарні, порядкові, кількісні).

Номинальні/порядкові змінні C_j розбиті на індикаторні змінні. Зауважимо, що кількісні змінні з невеликою кількістю унікальних значень обробляються як порядкові. Тому вхідний вектор $x^{(i)}$ після кодування у нашому випадку має розмір $D = 50$. Позначимо

$$x^{(i)} \in \mathbb{R}^D, \quad x^{(i)} = [x_1^{(i)}, \dots, x_D^{(i)}]'$$

Цільова функція «Група ризику» є категоріальною змінною з п'ятьма рівнями $y^{(i)} \in \{0, 1, 2, 3, 4\}$.

Для моделі MLP вона представлена у вигляді вектора-індикатора:

$$y^{(i)} = [y_0^{(i)}, y_1^{(i)}, y_2^{(i)}, y_3^{(i)}, y_4^{(i)}]'$$

$$y_k^{(i)} = \begin{cases} 1, & \text{якщо спостереження належить до класу } k \\ 0, & \text{в протилежному випадку.} \end{cases}$$

Архітектура MLP складається з трьох основних рівнів:

1. Вхідний шар: $D = 50$ значень змінних.

2. Прихований шар: один шар із $H = 7$ нейронів, активаційна функція - гіперболічний тангенс:

$$f(z) = \tanh(z) = \frac{e^z - e^{-z}}{e^z + e^{-z}}.$$

3. Вихідний шар: 5 нейронів (по одному для кожної групи ризику), активаційна функція – Softmax:

$$g(z_k) = \frac{e^{z_k}}{\sum_{r=0}^4 e^{z_r}}.$$

На рис. 3.2 подано структуру побудованої нейронної мережі, яка складається з вхідного шару розмірністю $D = 50$, одного прихованого шару з сімома нейронами та одного вузла зміщення (bias), що забезпечує корекцію порогу активації. Для нейронів прихованого шару використано активаційну функцію гіперболічного тангенса, яка дозволяє відобразити нелінійні зв'язки між вхідними параметрами.

Вихідний шар містить п'ять нейронів, що відповідають градаціям ризику (від мінімального до максимального), із Softmax-активацією для нормалізації ймовірностей. Така архітектура забезпечує здатність моделі узагальнювати інформацію та розпізнавати складні комбінації клініко-ендоскопічних ознак.

Далі застосовуються формули прямого проходу.

Для прихованого шару:

$$z_j^{(1)} = \sum_{d=1}^D \omega_{jd}^{(1)} x_d^{(i)} + b_j^{(1)}, \quad h_j^{(1)} = \tanh(z_j^{(1)}), \quad j = 1, \dots, H,$$

де d – індекс ознаки ($d = 1, \dots, D$); j – індекс нейрона у прихованому шарі ($j = 1, \dots, H$); $x_d^{(i)}$ – значення d -ї ознаки для i -го пацієнта; $\omega_{jd}^{(1)}$ – вага зв'язку між d -ю вхідною ознакою та j -м нейроном прихованого шару; $z_j^{(1)}$ – зважена сума вхідних сигналів, до активації («чиста активація нейрона»); $h_j^{(1)}$ – вихід нейрона після застосування функції активації $\tanh$ (передається далі у вихідний шар).

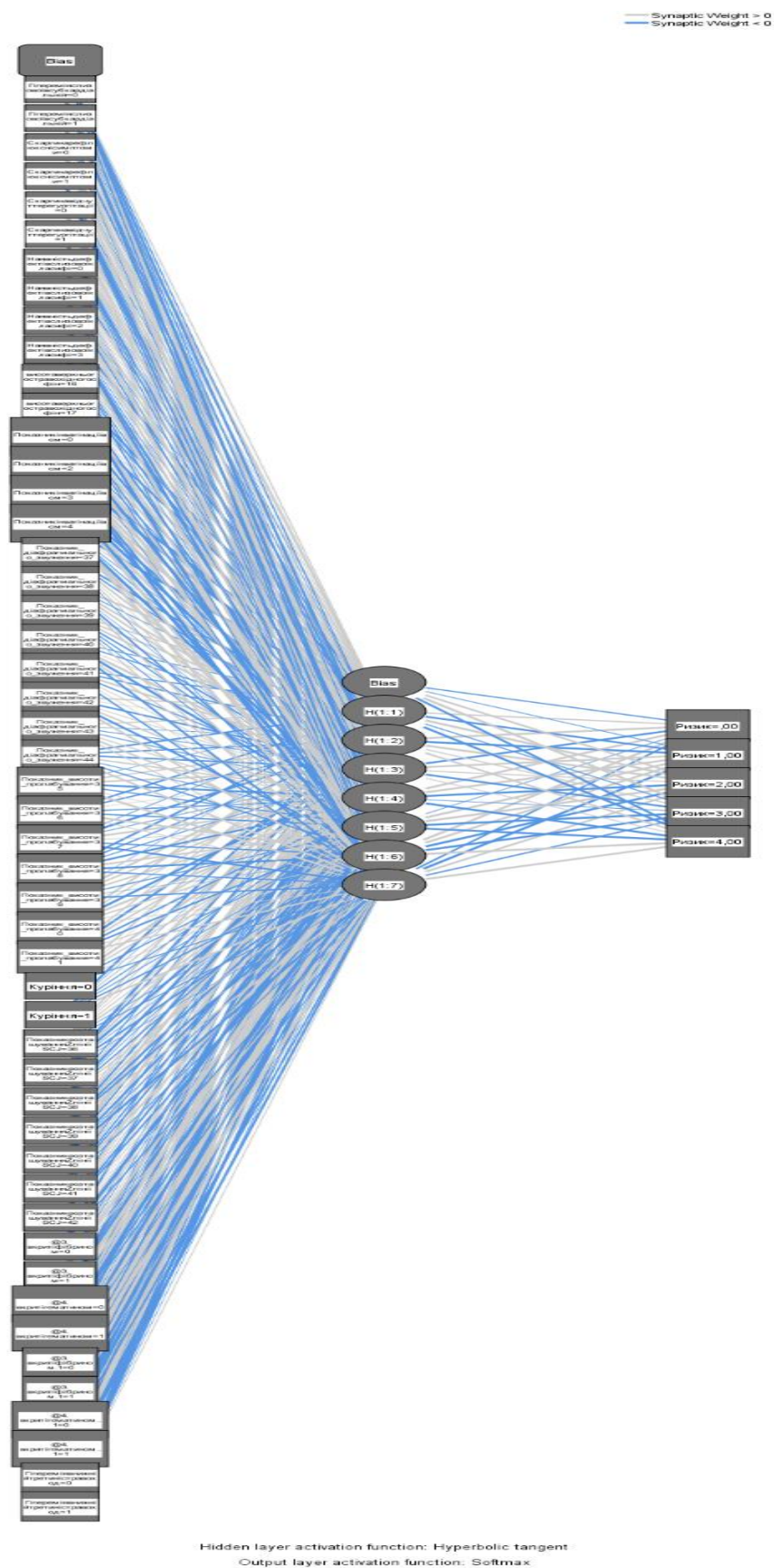


Рис. 3.2. Архітектура багатошарового перцептрона (MLP) для класифікації рівнів ризику

Для вихідного шару:

$$z_k^{(2)} = \sum_{j=1}^H \omega_{kj}^{(2)} h_j^{(1)} + b_k^{(2)}, \quad \hat{y}_k^{(i)} = \frac{e^{z_k^{(2)}}}{\sum_{r=0}^4 e^{z_r^{(2)}}}, \quad k = 0, \dots, 4,$$

де k – індекс групи ризику ($k = 1, \dots, 5$); $\omega_{kj}^{(2)}$ – вага між j -м нейроном прихованого шару і k -м нейроном вихідного шару; $b_k^{(2)}$ – зсув вихідного нейрона для класу k ; $z_k^{(2)}$ – лінійна комбінація сигналів з прихованого шару для класу k ; $\hat{y}_k^{(i)}$ – прогнозована ймовірність, що пацієнт i належить до групи ризику k .

Отже, на цьому кроці на вхід подається вектор $x^{(i)} = [x_1^{(i)}, \dots, x_D^{(i)}]'$. Кожен прихований нейрон j обчислює зважену суму вхідних сигналів $z_j^{(1)}$ і застосовує нелінійність $\tanh$. Вихідні нейрони (по одному для кожної з 5 груп ризику) беруть ці 7 значень $h_j^{(1)}$, знову комбінують їх лінійно і через Softmax отримують набір ймовірностей $\hat{y}_1^{(i)}, \dots, \hat{y}_5^{(i)}$. Найвища імовірність – це передбачений клас пацієнта.

Навчання мережі виконується шляхом мінімізації функції крос-ентропійних втрат:

$$E = - \sum_{i=1}^{N_{train}} \sum_{k=0}^4 y_k^{(i)} \ln(\hat{y}_k^{(i)}).$$

Оновлення параметрів здійснюється за допомогою Scaled Conjugate Gradient (SCG) – методу оптимізації другого порядку, який швидше сходиться, ніж стандартний стохастичний градієнтний спуск.

Матриці ваг першого шару $W^{(1)} = [\omega_{jd}^{(1)}] \in \mathbb{R}^{H \times D}$ та другого шару $W^{(2)} = [\omega_{kj}^{(2)}] \in \mathbb{R}^{K \times H}$, а також вектори зміщень $b^{(1)} = [b_1^{(1)}, \dots, b_H^{(1)}]'$ та $b^{(2)} = [b_1^{(2)}, \dots, b_K^{(2)}]'$ отримуються в результаті навчання наступним чином.

В SPSS відбувається ініціалізація ваг випадковими числами (наприклад, з рівномірного або нормального розподілу навколо нуля):

$$\omega_{jd}^{(1)} \sim \mathcal{U}(-\epsilon, \epsilon), \quad \omega_{kj}^{(2)} \sim \mathcal{U}(-\epsilon, \epsilon).$$

Далі ці параметри змінюються в процесі мінімізації функції втрат $E(\theta)$ (крос-ентропії), де $\theta = \{W^{(1)}, b^{(1)}, W^{(2)}, b^{(2)}\}$ – множина всіх параметрів мережі.

Для оптимізації необхідно обчислити градієнти $\nabla_{\theta} E$. Для батчового режиму (весь тренувальний набір) градієнти агрегуються по всіх i . Для одного спостереження i маємо наступні похідні:

✓ для вихідного шару

$$\frac{\partial E}{\partial z_k^{(2)(i)}} = \hat{y}_k^{(i)} - y_k^{(i)};$$

✓ для ваг вихідного шару

$$\frac{\partial E}{\partial \omega_{kj}^{(2)}} = \sum_{i=1}^{N_{train}} (\hat{y}_k^{(i)} - y_k^{(i)}) h_j^{(1)(i)};$$

✓ для зміщень вихідного шару

$$\frac{\partial E}{\partial b_k^{(2)}} = \sum_{i=1}^{N_{train}} (\hat{y}_k^{(i)} - y_k^{(i)});$$

✓ для ваг прихованого шару

$$\frac{\partial E}{\partial \omega_{jd}^{(1)}} = \sum_{i=1}^{N_{train}} \left(\sum_{k=1}^K (\hat{y}_k^{(i)} - y_k^{(i)}) \omega_{kj}^{(2)} \right) (1 - (h_j^{(1)(i)})^2) x_d^{(i)};$$

✓ для зміщень прихованого шару:

$$\frac{\partial E}{\partial b_j^{(1)}} = \sum_{i=1}^{N_{train}} \left(\sum_{k=1}^K (\hat{y}_k^{(i)} - y_k^{(i)}) \omega_{kj}^{(2)} \right) (1 - (h_j^{(1)(i)})^2),$$

де множник $1 - (h_j^{(1)(i)})^2$ є похідною функції активації $\tanh$ по $z_j^{(1)(i)}$. Цей множник обов'язковий, так як без нього градієнт буде невірним, і навчання мережі не працюватиме правильно.

SPSS Neural Networks оптимізує $E(\theta)$ за допомогою методу Scaled Conjugate Gradient (SCG):

$$\theta^* = \underset{\theta}{\operatorname{argmin}} E(\theta).$$

Метод SCG будує послідовність спряжених напрямів оновлення $\mathbf{p}^{(t)}$, які залежать від градієнтів $\nabla_{\theta} E$, і обирає масштабований крок $\alpha^{(t)}$ без явного параметру навчання. Формула оновлення параметрів має вигляд:

$$\theta^{(t+1)} = \theta^{(t)} + \alpha^{(t)} \mathbf{p}^{(t)},$$

де $\theta = (W^{(1)}, b^{(1)}, W^{(2)}, b^{(2)})$.

Навчання в статистичному пакеті SPSS зупиняється, якщо виконується хоча б одна з умов:

1. $|E^{(t+1)} - E^{(t)}| < \varepsilon = 10^{-4}$;
2. відношення помилок тренувальної та тестової вибірок $\leq 0,001$;
3. максимальний час навчання перевищує 15 секунд.

Після мінімізації функції втрат $E(\theta)$ отримаємо оптимальні оцінки параметрів:

$$(W^{(1)}, b^{(1)}, W^{(2)}, b^{(2)}) \approx \underset{\theta}{\operatorname{argmin}} E(\theta),$$

які є числовою реалізацією знайденого мінімуму функції E .

Після завершення процесу навчання багат шарового перцептрона (MLP) було проведено оцінку його ефективності на основі статистичних показників якості класифікації. Модель продемонструвала високий рівень узгодженості між навчальною та тестовою вибірками, що свідчить про її стабільність та відсутність ознак перенавчання.

У нашій моделі отримано такі показники ефективності: помилка крос-ентропії (Training) – 3,096; помилка крос-ентропії (Testing) – 4,506; відсоток неправильних класифікацій (Training) – 0,2%; відсоток неправильних класифікацій (Testing) – 0,6%; площа під ROC-кривою (AUC) для кожного класу – 1, що свідчить про ідеальну роздільну здатність моделі щодо ідентифікації пацієнтів із різними рівнями ризику.

Із таблиці 3.14 бачимо, що для навчальної вибірки (401 спостереження) точність класифікації склала 99,8%, при цьому всі групи (0–4) були розпізнані

практично безпомилково. Найменша неточність спостерігається лише у групі 2 (1 хибна класифікація з 229 випадків). Для тестової вибірки (155 спостережень) точність становила 99,4%, що свідчить про відмінну узагальнювальну здатність моделі (тобто відсутність ознак перенавчання). Лише один випадок із групи 1 був віднесений до групи 2. Загалом модель ефективно ідентифікує пацієнтів із різними рівнями ризику, забезпечуючи стабільну класифікацію як на тренувальних, так і на незалежних тестових даних.

Отримані результати підтверджують високу точність побудованої нейронної мережі та її придатність для клінічного прогнозування рівня ризику у пацієнтів із патологією шлунково-стравохідного з'єднання. Отримані результати узгоджуються з висновками роботи [26] щодо ефективності моделей deep learning у складних класифікаційних задачах.

Таблиця 3.14.

Матриця класифікації для моделі MLP

Вибірка	Спостережена група ризику	Передбачена група ризику					% правильних класифікацій
		0	1	2	3	4	
Навчальна	0	2	0	0	0	0	100,0%
	1	0	132	0	0	0	100,0%
	2	0	1	228	0	0	99,6%
	3	0	0	0	31	0	100,0%
	4	0	0	0	0	7	100,0%
	Загальний %	0,5%	33,2%	56,9%	7,7%	1,7%	99,8%
Тестова	0	1	0	0	0	0	100,0%
	1	0	59	1	0	0	98,3%
	2	0	0	79	0	0	100,0%
	3	0	0	0	14	0	100,0%
	4	0	0	0	0	1	100,0%
	Загальний %	0,6%	38,1%	51,6%	9,0%	0,6%	99,4%

Залежна змінна: Група ризику

*Джерело: розраховано автором на основі емпіричних даних.

На рис. 3.3 показано розподіл передбачених ймовірностей належності пацієнтів до п'яти груп ризику, отриманих на тестовій вибірці. Для більшості

випадків спостерігається висока передбачена ймовірність належності до «власної» групи (наближена до 1), що свідчить про стабільність класифікації та високу впевненість моделі. Перекриття між класами мінімальне, що підтверджує ефективність розділення пацієнтів за рівнем ризику.

Зауважимо, що на рис. 3.4 криві для груп 0, 3 та 4 наклалися одна на одну. Це пов'язано з тим, що модель забезпечила майже однаковий розподіл прогнозованих ймовірностей для цих груп, а отже - подібну динаміку зростання частки правильно класифікованих спостережень при збільшенні відсотка вибірки. Такий ефект не свідчить про помилку моделі, а відображає високу однорідність прогнозів і стабільність класифікації у відповідних категоріях ризику.

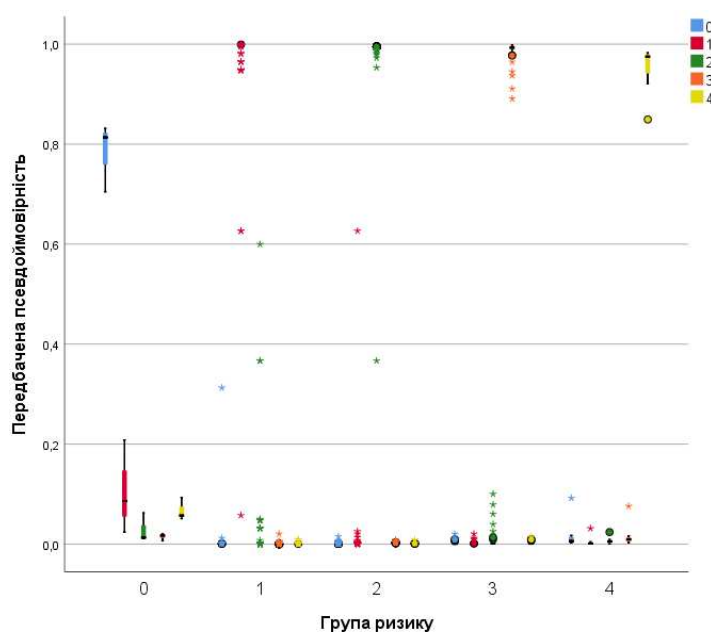


Рис. 3.3. Графік передбачених псевдоймовірностей для моделі MLP

На рис. 3.4 відображено співвідношення між часткою вибірки (вісь X) та накопичуваним відсотком правильно класифікованих спостережень (вісь Y).

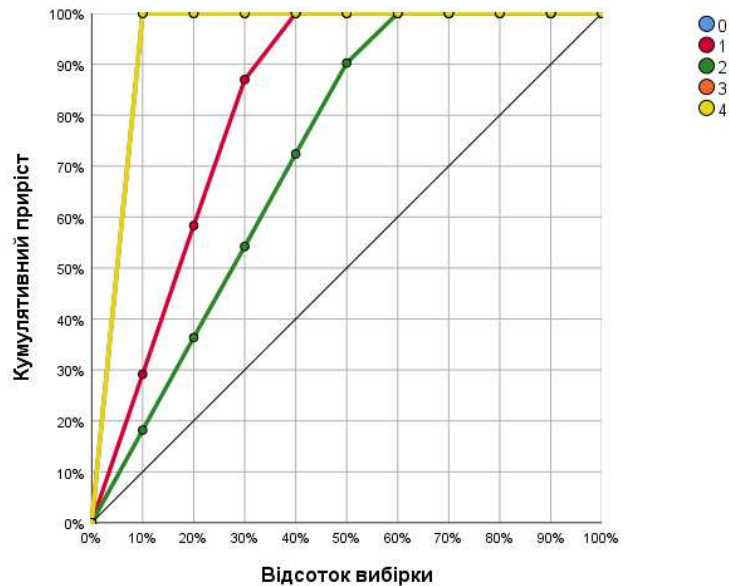


Рис. 3.4. Крива приросту для моделі MLP при класифікації пацієнтів за рівнями ризику

Крива демонструє, що модель MLP ефективно ідентифікує пацієнтів критичного рівня ризику 4 (відповідно і для рівнів 0 та 3) вже на ранніх відсотках вибірки, що свідчить про її високу дискримінативну здатність.

Для кожної вхідної змінної d оцінюємо її внесок у формування вихідного прогнозу шляхом агрегування абсолютних вагових шляхів від входу до виходу:

$$\text{Imp}(d) = \sum_{j=1}^H \sum_{k=1}^K |\omega_{jd}^{(1)}| |\omega_{kj}^{(2)}|.$$

Після виконується нормування відносно найбільшого значення:

$$\text{NormImp}(d) = 100\% \cdot \frac{\text{Imp}(d)}{\max_{d'} \text{Imp}(d')}.$$

Цей показник визначає, які саме змінні найбільше впливають на мінімізацію функції E . Зауважимо, що обчислення проводиться без урахування знаків ваг, тобто враховується лише абсолютна величина впливу зв'язків. У таблиці 3.15. наведені відповідні значення внесків.

Отримані результати показують, що високу прогностичну вагу у нейромережевій моделі мають морфометричні показники: зокрема показник

протяжності пролабування (100%), показник висоти пролабування шлунку в стравохід або кардіальну ділянку шлунку (56,7%) та показник діафрагмального звуження (32,5%).

Таблиця 3.15.

Важливість незалежних змінних у моделі MLP для прогнозування рівня ризику імплантації діагностичних пристроїв

Вхідні змінні $\tilde{x}_d$	Imp(d)	NormImp(d)	Медична інтерпретація
Наявність гіперемії слизової в субкардіальній ділянці	0,022	12,3%	Локальні запальні зміни слизової у субкардіальній зоні.
Скарги на печію	0,022	12,1%	Суб'єктивний симптом кислотного рефлюксу.
Скарги на відчуття регургітації	0,019	10,6%	Характерна скарга, що супроводжує гастроєзофагеальний рефлюкс.
Наявність дефектів слизової класифікованих за Лос-Анджелівською класифікацією оцінки рефлюкс-езофагіту	0,035	19,2%	Об'єктивний показник ступеня ураження слизової стравоходу.
Висота верхнього стравохідного сфінктера	0,051	28,2%	Морфометричний параметр, що характеризує функціональний рівень сфінктера.
Показник протяжності пролабування	0,181	100,0%	Основний морфологічний показник ступеня пролабування шлунку. Має найвищий рівень впливу
Показник діафрагмального звуження	0,059	32,5%	Анатомічний показник діафрагмального кільця.
Показник висоти пролабування шлунку в стравохід або кардіальну ділянку шлунку	0,103	56,7%	Відображає висоту зміщення шлунку відносно діафрагми.
Куріння	0,021	11,5%	Поведінковий фактор ризику.
Показник розташування Z-лінії	0,034	18,7%	Морфологічний показник переходу епітелію стравоходу в епітелій шлунку.
Наявність ерозій вкритих фібрином	0,029	16,2%	Ознака гострих поверхневих уражень слизової.
Наявність ерозій вкритих гематином	0,158	86,9%	Показник перенесених ерозивних процесів або мікрокровотеч. Має високий рівень впливу
Наявність виразок вкритих фібрином	0,045	24,8%	Ознака активного виразкового процесу.
Наявність виразок вкритих гематином	0,160	88,3%	Ознака загострених або хронічних виразкових уражень. Має високий рівень впливу
Наявність гіперемії в нижній третині стравоходу	0,060	33,3%	Показник запальних змін у нижній частині стравоходу.

*Джерело: розраховано автором на основі емпіричних даних.

До високого рівня впливу також віднесено параметри, що характеризують ступінь ураження слизової – наявність ерозій (86,9%) і виразок (88,3), вкритих гематином.

Таким чином, нейромережева модель підтверджує, що структурно-анатомічні характеристики є ключовими детермінантами для прогнозування груп ризику гастроєзофагеальної патології, тоді як симптоматичні змінні мають допоміжне значення.

3.4. Практичне застосування моделей: визначення ключових показників, вплив на рішення про імплантацію та інтеграція моделей у клінічні протоколи

У даному підрозділі спробуємо узагальнити отримані результати у підрозділах 3.1-3.3 таким чином, щоб сформулювати алгоритм практичного застосування отриманих моделей для можливості імплантації діагностичних та/або терапевтичних пристроїв у пацієнтів із патологією шлунково-стравохідного з'єднання.

Для досягнення цієї мети, важливо дотримуватися наступних принципів: використовувати інтерпретовані правила там, де це можливо; застосовувати складні моделі як допоміжні інструменти, а не як єдине джерело рішення; підтверджувати автоматичний висновок комплексним оглядом у складних або спірних випадках.

Спочатку підсумуємо результати щодо ключових показників, які потрібно контролювати в клінічній практиці, на основі отриманих моделей.

Згідно моделі прогностичної логістичної регресії (3.1) (можливості імплантації лікувальних пристроїв), виділимо найважливіші (значущі) предиктори та нагадаємо їх модельну інтепретацію:

Скарги на печію – сильний позитивний маркер. Наявність скарг збільшує шанси імплантації у 5,7 разів.

Скарги на регургітацію – значущий маркер. Наявність регургітації зменшує шанси у 5,43 разів.

Наявність дефектів слизової класифікованих за Лос-Анджелівською класифікацією оцінки рефлюкс-езофагіту – дуже сильний негативний маркер (наявність серйозних дефектів знижує ймовірність імплантації).

Показник висоти пролабування шлунку в стравохід або кардіальну ділянку шлунку – значущий маркер. Кожен сантиметр збільшення висоти пролабування зменшує шанси імплантації майже в 3 рази.

Показник розташування Z-лінії – значущий маркер. Збільшення показника Z-лінії підвищує ймовірність імплантації більш як у 2 рази.

Зауважимо, що крім значень 0 та 1 (неможливість/можливість імплантації) логістична модель видає ймовірність показання до імплантації p . На практиці можна використовувати поріг $p \geq 0,5$ як рекомендацію «так», але поріг має бути адаптований залежно від клінічного пріоритету. Можливо, доцільно розглядати більш консервативний пріоритет і тоді потрібно підвищити поріг. У випадках, коли модель і клінічний висновок лікаря розходяться має бути клінічне комплексне обговорення.

За моделями визначення групи ризику пацієнтів, а саме моделлю (3.4) (факторна + категоріальна регресія) та нейромережевою моделлю (MLP), яка описана в підрозділі 3.3, можемо визначити ключові групи предикторів.

Показники морфометрії пролабування (показник висоти пролабування шлунку в стравохід або кардіальну ділянку шлунку, показник протяжності пролабування) – сильні предиктори ризику у обох моделях. У моделі факторного аналізу показник висоти пролабування має виділену дисперсію $h_j^2 = 0,858$, а показник протяжності пролабування – $h_j^2 = 0,977$. В нейромережевій моделі показник висоти пролабування має вплив $\text{NormImp}(d) = 56,7\%$, показник протяжності пролабування має вплив $\text{NormImp}(d) = 100\%$.

Показник діафрагмального звуження являється важливим анатомічним предиктором. У моделі факторного аналізу його виділена дисперсія $h_j^2 = 0,897$. А у нейромережевій моделі його вплив $\text{NormImp}(d) = 32,5\%$.

Ендоскопічні ураження, ерозії/виразки вкриті гематином мають високий вплив. У моделі факторного аналізу показник Наявність ерозій вкритих фібрином має виділену дисперсію $h_j^2 = 0,922$, показник Наявність ерозій вкритих гематином – $h_j^2 = 0,915$, показник Наявність виразок вкритих гематином – $h_j^2 = 0,639$. В нейромережевій моделі показник Наявність ерозій вкритих гематином має вплив $\text{NormImp}(d) = 86,9\%$, а показник Наявність виразок вкритих гематином – $\text{NormImp}(d) = 88,3\%$.

Клінічні симптоми (печія, регургітація) – мають допоміжне значення. У моделі факторного аналізу показник Скарги на печію має виділену дисперсію $h_j^2 = 0,678$, а показника Скарги на відчуття регургітації - $h_j^2 = 0,649$. В нейромережевій моделі показник Скарги на печію має вплив $\text{NormImp}(d) = 12,1\%$, а показник Скарги на відчуття регургітації - $\text{NormImp}(d) = 10,6\%$.

Практичне застосування (стратифікація):

Ризик 0 – низький/відсутній ризик: імплантація допустима; стандартна підготовка;

Ризик 1 – низький ризик: імплантація допустима; стандартний контроль.

Ризик 2 – середній ризик: рекомендується оптимізація стану (медична терапія, дієта), повторна оцінка перед імплантацією.

Ризик 3 – високий ризик: імплантація допустима тільки після повної оптимізації та повторної оцінки; розглядається альтернатива.

Ризик 4 – критичний ризик: імплантація протипоказана, поки не зменшено ризик.

Ця градація рекомендована для практичного протоколу, але остаточне рішення завжди підписує лікуючий лікар/комісія.

Далі проведемо порівняльний аналіз інтегрованої моделі факторного відбору та категоріальної регресії та нейромережевої моделі прогнозування рівня ризику імплантації, які мали одну мету, а саме змодельовати групи ризику для лікувальної імплантації.

Нагадаємо, ще детальний опис інтегрованої моделі факторного відбору та категоріальної регресії наведений у підрозділі 3.2, а детальний опис нейромережевої моделі наведений у підрозділі 3.3.

Порівняльний аналіз проведемо за наступними критеріями для моделей: якість моделі; інтерпретованість; чутливість до розріджених даних; налаштування параметрів моделювання / preprocessing; ресурси та впровадження; рекомендована роль у прийнятті рішення.

1. Якість моделі.

Коефіцієнт детермінації моделі категоріальної регресії на факторних змінних CATREG $R^2 = 0,858$. Це означає, що модель пояснює 85,8% варіації у змінній «група ризику». Тобто, вона дуже добре відображає закономірності між клінічними показниками та ризиком ускладнень. Високий R^2 свідчить про високу відповідність моделі даним і водночас зберігає інтерпретованість (видно, які фактори важливі).

Нейронна мережа MLP показала майже ідеальні метрики точності, а саме 99,8% для навчальної та 99,4% для тестової вибірок. Це свідчить про дуже високу здатність розпізнавати групи ризику, але водночас може означати ризик (надто точне “запам’ятовування” тренувальних прикладів).

CATREG забезпечує надійне пояснення результатів, що корисно для клінічного обговорення. MLP потужна за точністю, але потребує обережної перевірки узагальнення, щоб не помилялася на нових пацієнтах.

2. Інтерпретованість.

Модель CATREG базується на факторах F_1 – F_3 , що мають клінічний зміст (F_1 – «клінічні та морфологічні ознаки ГЕРХ», F_2 – «анатомо-функціональні показники стравоходу» та F_3 – «ерозивні ураження слизової»). Для кожного фактора можна побачити стандартизований коефіцієнт β — тобто, наскільки сильно він впливає на ризик. Це робить модель прозорою та зручною для лікаря. У нашій моделі F_1 має невеликий позитивний вплив (+0,126); F_2 - дуже сильний негативний вплив (-0,857); F_3 - невеликий позитивний вплив (+0,164).

Нейромережа MLP працює як “чорна скринька” – вона точно класифікує, але важко зрозуміти, чому прийняла саме таке рішення. Для пояснення її прогнозів потрібні спеціальні інструменти (SHapley Additive exPlanations – SHAP, Local Interpretable Model-Agnostic Explanations – LIME), які показують вплив кожного показника на конкретний прогноз.

Таким чином, CATREG можна офіційно включити в клінічні протоколи як пояснюваний інструмент. MLP варто використовувати як додатковий автоматичний аналіз, але з обов’язковим поясненням (інтерпретаційним шаром).

3. Чутливість до розріджених даних.

Завдяки факторному аналізу і переходу до факторних змінних модель CATREG зменшує шум і кореляції між змінними, тому залишається стабільною навіть при малих підгрупах пацієнтів або неповних даних.

Нейромережа MLP може «переоцінювати» рідкісні класи. Наприклад, робити надмірно впевнені прогнози для груп, де мало прикладів. Це може давати помилкові рекомендації для пацієнтів, що не схожі на більшість вибірки. Зауважимо, що у наших групах ризику модель MLP 100% класифікувала пацієнтів у групах з дуже малою кількістю осіб (0 група ризику – 2 пацієнти, 4 група ризику – 7 пацієнтів).

Відповідно, CATREG краще підходить для невеликих вибірок або підгруп; MLP треба застосовувати лише після ретельного балансу даних (наприклад, перевибірка – oversampling або Synthetic Minority Oversampling Technique – SMOTE). Суть перевибірки полягає у простому дублюванні прикладів з рідкісних класів, поки їх кількість не стане приблизно рівною з іншими. Суть процедури SMOTE полягає у тому, що замість дублювання ми створюємо нові штучні приклади, схожі на існуючі пацієнти з рідкісного класу.

4. Налаштування параметрів моделювання / preprocessing

Інтегрована модель факторного відбору та категоріальної регресії потребує базового препроцесінгу – стандартизації шкал, факторного аналізу

для виділення головних компонент та оптимального шкалювання категоріальних змінних. Усе це виконується стандартними інструментами SPSS у модулі Factor Analysis.

Модель MLP також потребує повного числового кодування змінних (SPSS автоматично виконує dummy-кодування для категоріальних полів), масштабування та нормалізації ознак, щоб уникнути домінування змінних із великими діапазонами. У модулі Neural Networks SPSS це налаштовується автоматично під час навчання моделі. Контроль забезпечується через розділення вибірки на тестову і навчальну, що SPSS також робить вбудованими засобами. За потреби можна змінювати архітектуру мережі (кількість прихованих шарів, нейронів) та інші параметри – усе це доступно через діалог налаштувань.

Обидві моделі можна повністю реалізувати в SPSS без додаткового програмування. CATREG вимагає мінімальних налаштувань, тоді як MLP потребує ретельного підбору архітектури і параметрів навчання, але SPSS надає всі необхідні інструменти для цього.

5. Ресурси та впровадження

CATREG повністю реалізується у SPSS без потреби додаткового програмування. Модель може бути збережена як набір коефіцієнтів і використана для розрахунку ризику або групи пацієнта безпосередньо у SPSS чи навіть у Excel. Результати легко візуалізувати у вигляді таблиць, профілів чи графіків для клінічного інтерпретування.

MLP також може бути реалізована в SPSS (Neural Networks) без зовнішнього коду. SPSS автоматично зберігає ваги моделі, дозволяє запускати прогнозування для нових пацієнтів і формує звіти з показниками точності. За бажання модель можна експортувати у формат PMML для інтеграції в клінічну інформаційну систему.

Обидві моделі повністю придатні для впровадження у SPSS середовищі без залучення додаткового програмного забезпечення. CATREG – оптимальний вибір для клінічного використання та пояснювальних звітів;

MLP – ефективна для автоматизованого скринінгу або попереднього розподілу пацієнтів у великих вибірках.

Практичний підсумок.

Логістична модель (3.1) – це швидкий, інтерпретований інструмент для прийняття рішення «імплантувати / ні»; добре підходить для первісної верифікації показань.

Факторна модель + модель категоріальної регресії CATREG (3.4) це прозора, інтерпретована і стійка модель для стратифікації ризику; рекомендована як основа протоколу ризик-градації.

MLP модель має високу продуктивність і здатність виявляти складні нелінійні взаємозв'язки; корисна як додатковий автоматичний триаж, але вимагає пояснюваності та ретельної валідації перед впровадженням.

Оптимальний робочий підхід: поєднання (CATREG як офіційний інструмент стратифікації + MLP для автоматичної перевірки) з обов'язковим human-in-loop та зовнішньою валідацією. Тобто перед тим як застосовувати модель у реальному житті, треба перевірити, що вона дійсно узагальнює, а не просто «запам'ятала» дані тренувальної вибірки. Тут можна: виконати перевірку на незалежних тестових даних; проаналізувати роботу у різних підгрупах пацієнтів; проконтролювати, щоб модель не видавала необґрунтовано високі ймовірності на малих або рідкісних класах.

Перевірка, валідація і моніторинг після впровадження:

1. Валідація перед застосуванням: внутрішня k-fold CV + бутстреп; зовнішня валідація на незалежній когорті (обов'язково). k-fold CV – це перевірка, наскільки добре модель працює на різних частинах вибірки. Bootstrap – це перевірка, наскільки прогнози моделі надійні і стабільні, якщо дані трохи «підмінити». На перших етапах мають бути щоквартальні перевірки продуктивності, аналіз випадків невірної класифікації.

2. Кваліфікаційні перевірки після розгортання. Потрібно слідкувати за змінами в розподілі вхідних ознак; при суттєвих змінах має бути повторне

навчання нейромережі або перегляд факторних змінних у моделі категоріальної регресії.

3. Документація і пояснення: для MLP впровадити методи пояснюваності (SHAP або LIME) і зберігати пояснення для кожного клінічно важливого висновку.

SHAP (SHapley Additive exPlanations) – це метод, який пояснює, чому модель зробила саме такий прогноз, і робить це дуже точно. Якщо прогноз розглядати як командну гру, то SHAP визначає, який внесок зробив кожен показник (вік, симптоми, аналізи тощо) у рішення моделі. Він дає глобальні та локальні пояснення (для всіх пацієнтів і для одного конкретного) та показує напрям впливу (підвищує/знижує ризик), а також підходить для «чорних скриньок», як MLP.

LIME (Local Interpretable Model-Agnostic Explanations) показує, що вплинуло на рішення моделі для конкретного пацієнта, створюючи спрощену локальну модель навколо цього випадку. LIME бере одного пацієнта, трохи змінює його дані (імітує варіанти), дивиться, як модель реагує, будує просту модель (лінійну) поруч із вихідним прогнозом. Він дає локальні пояснення, працює з будь-якими моделями та є дуже корисним у клінічних рішеннях для пояснення пацієнту або лікарю.

Для складних моделей (MLP), як у нашому випадку, на практиці для подальшого клінічного використання бажано застосовувати сучасні інструменти пояснюваності (SHAP/LIME). Зауважимо, що ці інструменти відсутні у статистичному пакеті SPSS.

4. Клінічний аудит: щонайменше 1–2 рази на рік проводити клінічний аудит рішень (ціль – перевірити, чи використання моделей покращує клінічні результати і чи немає системних помилок).

Висновки до розділу 3

Отримана модель логістичної регресії із коефіцієнтами в таблиці 3.5 найкраще відображає зв'язок між клінічними показниками (скарги на печію,

реургітацію, наявність дефектів слизової за Лос-Анджелівською класифікацією, висоту пролабування шлунку в стравохід або кардіальну ділянку шлунку, положення Z-лінії та наявність ерозій і виразок, вкритих гематином) і результуючою змінною щодо можливості імплантації лікувального пристрою. Зауважимо вплив значущих предикторів, які дуже сильно впливають на показання до імплантації пристрою. Найсильніший негативний вплив на показання до імплантації мають рідкісні ендоскопічні ознаки (ерозії та виразки, вкриті гематином) і дефекти слизової за Лос-Анджелівською класифікацією. Помірний негативний вплив має висота пролабування шлунку та наявність реургітації. Позитивний вплив на шанси мають скарги на печію та підвищене розташування Z-лінії. Врахування цих предикторів дозволило на основі моделі Фірта надійно змодельовати показання до імплантації та пояснити клінічну інтерпретованість результатів.

Методологічний підхід «факторний аналіз в поєднанні з категоріальною регресією» ефективно скоротив багатовимірну початкову інформацію (15 змінних) до трьох латентних факторів (F_1 – F_3) із збереженням клінічної інтерпретованості і статистичної інформативності.

Індикатори придатності даних (статистика $KMO = 0,740$; тест сферичності Бартлетта $p < 0,001$) підтверджують доцільність факторного аналізу для цієї вибірки ($n = 558$). Перші три фактори пояснюють приблизно 70% дисперсії до обертання (після обертання сумарна інтерпретована дисперсія рівна 64,6%), що є прийнятним результатом для медико-біологічних даних.

Коротко проаналізуємо клінічне значення виділених факторів. Фактор F_1 «клінічні та морфологічні ознаки ГЕРХ» включає симптоми та структурні маркери рефлюксу, а також має помірний позитивний вплив на ризик. Фактор F_2 «анатомо-функціональні показники стравоходу» є найсильнішим предиктором і має значний (негативний у межах моделі шкалування) вплив на категорію ризику, що підкреслює роль анатомічних характеристик (висота сфінктера, протяжність пролабування, висота

пролабування) у визначенні придатності до імплантації. Фактор F_3 «ерозивні ураження слизової» додає інформацію про активність ерозивного процесу і підвищує прогностичну здатність моделі.

Категоріальна регресія забезпечила високу якість прогнозу: множинний $R = 0,926$ і $R^2 = 0,858$ (скоригований $R^2 = 0,857$), що вказує на те, що запропонована комбінація факторів пояснює значну частину варіації рівнів ризику. Всі три фактори статистично значущі ($p < 0,001$). Показники мультиколінеарності предикторів $> 0,8$ свідчать про відсутність критичної мультиколінеарності.

Отримана модель може слугувати допоміжним інструментом для стандартизованої стратифікації ризику перед імплантацією пристроїв у ділянці шлунково-стравохідного з'єднання, сприяючи більш об'єктивному прийняттю рішень і виділенню пацієнтів, яким потрібна додаткова оптимізація стану перед процедурою.

Зауважимо, що дослідження обмежене одnoreгією вибіркою та ретроспективною/обсерваційною природою аналізу; модель потребує зовнішньої валідації на незалежних когортах, перевірки робастності для різних підгруп пацієнтів (наприклад, за віком, супутніми хворобами) і оцінки клінічного впливу при проспективному застосуванні. Подальші дослідження можуть розглянути інтеграцію додаткових маркерів (функціональні тести, тривалі моніторинги) і використання інших алгоритмів класифікації для порівняння продуктивності.

У результаті дослідження побудовано математичну модель на основі багат шарового перцептрона (MLP), яка інтегрує клінічні, ендоскопічні та морфометричні параметри пацієнтів для прогнозування рівня ризику при встановленні лікувальних імплантаційних пристроїв у пацієнтів із патологією шлунково-стравохідного з'єднання. Модель забезпечила високу точність класифікації: 99,8 % для тренувальної та 99,4 % для тестової вибірки, з мінімальним відсотком неправильних класифікацій (0,2 % та 0,6 % відповідно)

і ідеальною роздільною здатністю ($AUC = 1$). Це свідчить про ефективність застосування нейронних мереж у завданнях медичної стратифікації ризику.

Аналіз важливості вхідних змінних показав, що найбільший вплив на рівень ризику мають морфометричні параметри – протяжність пролабування, показники висоти пролабування та діафрагмального звуження. Висока інформативність також відзначена для ознак наявності ерозій і виразок слизової оболонки, вкритих гематином або фібрином. Клінічні симптоми (печія, регургітація) мають середній рівень внеску, тоді як локальні запальні зміни слизової та фактори способу життя (зокрема куріння) демонструють помірний вплив. Така структура предикторів узгоджується з патофізіологічними механізмами розвитку рефлюкс-езофагіту та пролабування шлунка.

Отримані результати підтверджують доцільність використання MLP-моделей як допоміжного інструменту в прийнятті клінічних рішень щодо планування імплантаційних процедур. Запропонований підхід дозволяє не лише автоматизувати процес оцінки ризику, а й створює основу для побудови інтелектуальних систем підтримки лікаря в ендоскопічній практиці.

Перспективними напрямками подальших досліджень є: розширення вибірки для підвищення узагальнювальної здатності моделі; інтеграція часових і біосенсорних параметрів у навчальний набір; створення веб- або мобільного застосунку, який у реальному часі оцінюватиме ризик на основі введених показників пацієнта.

Таким чином, результати дослідження демонструють потенціал застосування методів машинного навчання для підвищення точності та персоналізації клінічних рішень у гастроентерології, зокрема у відборі пацієнтів для імплантаційних методів лікування.

І в результаті систематизовано результати трьох моделей (логістичної регресії, інтегрованої моделі факторного аналізу з категоріальною регресією та нейромережевої моделі MLP) з метою формування практичного алгоритму

прийняття рішень щодо можливості імплантації діагностичних/терапевтичних пристроїв пацієнтам із патологією шлунково-стравохідного з'єднання.

Порівняння моделей показало, що кожна з них виконує власну функцію в клінічному процесі та має специфічні переваги:

Логістична регресія (таблиця 3.5) є найкращим інтерпретованим інструментом для первинного рішення «імплантувати / не імплантувати». Вона дає чіткі коефіцієнти, дозволяє використовувати порогові значення ймовірності та добре узгоджується з клінічним мисленням.

Інтегрована факторна модель + CATREG (3.4) забезпечує збалансоване поєднання високої інтерпретованості з високою точністю. Модель формує три клінічно змістовні фактори та дозволяє прозоро стратифікувати пацієнтів за рівнем ризику. Вона менш чутлива до розріджених даних, ніж нейромережа, і може бути безпосередньо включена до клінічного протоколу.

MLP-модель демонструє майже ідеальну точність і здатність виявляти складні нелінійні взаємозв'язки. Вона особливо корисна як додатковий автоматизований інструмент триажу у великих вибірках. Водночас її впровадження потребує ретельної валідації, контролю над переобученням та впровадження пояснювальних методів (SHAP, LIME), які відсутні у стандартному інтерфейсі SPSS.

На основі порівняння моделей обґрунтовано оптимальну комбіновану стратегію використання: CATREG – як офіційний, протокольний, інтерпретований інструмент стратифікації ризику; MLP – як допоміжний автоматичний аналізатор, що підтримує прийняття рішень; логістична регресія – як швидкий інструмент для оцінки показань до імплантації.

У підсумку, отримані результати дозволяють побудувати реалістичний, методично обґрунтований та клінічно безпечний алгоритм прийняття рішень щодо імплантації пристроїв, який поєднує інтерпретовані статистичні моделі і високоточні сучасні методи машинного навчання. Комбіноване застосування CATREG та MLP дає змогу одночасно забезпечити високу прогностичну здатність, прозорість рішень та клінічну довіру.

Список використаних джерел до розділу 3

1. Akoglu H. (2018). User's guide to correlation coefficients. *Turkish Journal of Emergency Medicine*, 18(3), 91-93.
<https://doi.org/10.1016/j.tjem.2018.08.001>
2. Amiri, Z., Heidari, A., & Navimipour, N. J., et al. (2024). The deep learning applications in IoT-based bio- and medical informatics: A systematic literature review. *Neural Computing and Applications*, 36, 5757–5797.
<https://doi.org/10.1007/s00521-023-09366-3>
3. Backhaus, K., Erichson, B., Gensler, S., Weiber, R., Weiber, T. (2023). Factor Analysis. In: *Multivariate Analysis*. Springer Gabler, Wiesbaden.
https://doi.org/10.1007/978-3-658-40411-6_7
4. Bastos, R. V. S. (2024). *Advances in Psychometric Theory and Measurement for Psychological Sciences: With Tutorials in R*.
<https://doi.org/10.5281/zenodo.11094831>
5. CompPhysics. (n.d.). *Neural networks*.
<https://compphysics.github.io/ComputationalPhysics2/doc/LectureNotes/build/html/neuralnetworks.html>
6. Cox, D. R., & Snell, E. J. (1989). *Analysis of binary data* (2nd ed.). Chapman and Hall/CRC.
7. Firth, D. (1993). *Bias reduction of maximum likelihood estimates*. *Biometrika*, 80, 27–38.
8. French, W. H., & French, B. F. (2019). *Educational and Psychological Measurement*. Taylor & Francis.
9. Heinze, G., Ploner, M., Dunkler, D., Southworth, H., Jiricka, L., & Steiner, G. (2025). *logistf: Firth's bias-reduced logistic regression* (Version 1.26.1) [Computer software documentation]. CRAN. <https://cran.r-project.org/web/packages/logistf/logistf.pdf>
10. Herasymiuk, Y. S., Rozora, I. V., & Pashko, A. O. (2022). On probability estimation of buffer overflow for communication networks. *Bulletin of*

Taras Shevchenko National University of Kyiv. Series: Physics and Mathematics, 2022(2), 64–69. <https://doi.org/10.17721/1812-5409.2022/2.8>

11. Holubova, H. (2023). A comparative analysis of the principal component method and parallel analysis in working with official statistical data. *Statistics in Transition new series*, 24(1), 199–212. <https://doi.org/10.59170/stattrans-2023-011>

12. IBM Corporation. (2005). *SPSS Categories 14.0 algorithms: CATREG*. IBM. <https://public.dhe.ibm.com/software/analytics/spss/support/Stats/Docs/Statistics/Algorithms/14.0/catreg.pdf>

13. IBM Corporation. (2014). *Logistic regression algorithms (Version 14.0)*. IBM Analytics. https://public.dhe.ibm.com/software/analytics/spss/support/Stats/Docs/Statistics/Algorithms/14.0/logistic_regression.pdf

14. IBM Corporation. (2019). *IBM SPSS neural networks 26 documentation*. IBM Corporation. <https://www.ibm.com/docs/en/spss-statistics/26.0.0?topic=features-neural-networks>

15. IBM SPSS Statistics. (n.d.). *Categorical regression (CATREG)*. <https://www.ibm.com/docs/ru/spss-statistics/cd?topic=categories-categorical-regression-catreg>

16. Lawenko, R. M. A., & Lee, Y. Y. (2016). Evaluation of gastroesophageal reflux disease using the Bravo capsule pH system. *Journal of Neurogastroenterology and Motility*, 22(1), 25–30. <https://doi.org/10.5056/jnm15130>

17. Li, J. N., Liu, C. L., & Tao, X. H. (2013). Clinical utility and tolerability of JSPH-1 wireless esophageal pH monitoring system. *BMC Gastroenterology*, 13, Article 10. <https://doi.org/10.1186/1471-230X-13-10>

18. Matsui, S., Le-Rademacher, J., & Mandrekar, S. J. (2021). Statistical models in clinical studies. *Journal of Thoracic Oncology*, 16(5), 734–739. <https://doi.org/10.1016/j.jtho.2021.02.021>

19. Nazari, Y., Lngeroodi, P. F., Maddahi, M., Kobravi, S., Amin, M. R., Bargrizaneh, A. A., & Fouladi, S. (2025). Artificial intelligence models and predicting implant success. *Biomedical Research and Therapy*, 12(1), 7029–7038. <https://doi.org/10.15419/bmrat.v12i1.949>
20. Nguyen, M. (2020). *A guide on data analysis*. Bookdown. https://bookdown.org/mike/data_analysis/
21. Parfentseva, N., & Holubova, H. (2022), Survival modeling of cancer patients based on cox regression: applied aspects, *Ekonomika ta derzhava*, 3, 15–21. <https://doi.org/10.32702/2306-6806.2022.3.15>
22. R Documentation. (n.d.). *Kaiser-Meyer-Olkin criterion*. <https://search.r-project.org/CRAN/refmans/EFAtools/html/KMO.html?>
23. Rohlfing, J. (n.d.). *Multilayer feedforward neural networks (IMSL® C Library User's Guide)*. Rogue Wave Software. <https://help.imsl.com/c/6.0/stat/default.htm?turl=multilayerfeedforwardneuralnetworks.htm>
24. Rozora, I., Ianevych, T., Pashko, A., & Zatula, D. (2022). Simulation of stochastic processes with given reliability and accuracy. In I. Rozora, T. Ianevych, A. Pashko, & D. Zatula (Eds.), *Stochastic processes: Fundamentals and emerging applications* (pp. 415–452). Nova Science Publishers. <https://doi.org/10.52305/KEGG1336>
25. Shirwaikar, R. D., Acharya, U. D., Makkithaya, K., M. S., Srivastava, S., & Lewis, U. L. E. S. (2019). Optimizing neural networks for medical data sets: A case study on neonatal apnea prediction. *Artificial Intelligence in Medicine*, 98, 59–76. <https://doi.org/10.1016/j.artmed.2019.07.008>
26. Skliarenko O., Pashko A., Lytvynenko, L., & Kolodinska, Y. (2025). Deep learning models for solving the problem of comparing unstructured textual information. *Bulletin of Taras Shevchenko National University of Kyiv. Physics and Mathematics*, 80(1), 157-163. <https://doi.org/10.17721/1812-5409.2025/1.21>

27. Statistics Solutions. (n.d.). *Comprehensive Guide to Factor Analysis*.
<https://www.statisticssolutions.com/free-resources/directory-of-statistical-analyses/factor-analysis/>
28. Tykhonenko, D., & Yamnenko, R. (2023). Supremum Distribution of Weighted Sum of Random Processes from Orlicz Spaces of Exponential Type with Continuous Deviation. *Austrian Journal of Statistics*, 52(SI), 94–106.
<https://doi.org/10.17713/ajs.v52isi.1761>
29. Wang, J., Zhang, L., Liu, Y., et al. (2019). Preliminary clinical evaluation of a new wireless multichannel pH-impedance capsule. *Chinese Journal of Medical Instrumentation*, 43(2), 85–89.
30. Yanevych, T., Golomoziy, V., Mishura, Y., & Izarova, I. (2023). Comparison of 2D convolutions and dense neural networks for natural language processing models with multi-sentence input. *Bulletin of Taras Shevchenko National University of Kyiv. Physics and Mathematics*, 2, 20-29.
<https://doi.org/10.17721/1812-5409.2023/2.3>
31. Yong, A. G., & Pearce, S. (2013). A Beginner's Guide to Factor Analysis: Focusing on Exploratory Factor Analysis. *Tutorials in Quantitative Methods for Psychology*, 9(2), 79-94. <https://doi.org/10.20982/tqmp.09.2.p079>
32. Yougui Liao (2019). *Python Automation and Machine Learning for EM and ICs*. An Online Book, First Edition. Available at <https://www.globalsino.com/ICs/page3268.html?>
33. Галушко, О. (2025). Нейромережева модель прогнозування рівня ризику імплантаційного лікування пацієнтів із патологією шлунково-стравохідного з'єднання. *Системи та технології*, 70(2), 9-18.
<https://doi.org/10.32782/2521-6643-2025-2-70.1>
34. Галушко, О. (2025). Прогностична модель логістичної регресії для оцінки показань до лікувальної імплантації при пролабуванні шлунку в стравохід або кардіальну ділянку шлунку. *Вісник Київського національного університету імені Тараса Шевченка. Фізико-математичні науки*, 80(2), 31-35.
<https://doi.org/10.17721/1812-5409.2025/2.4>

35. Галушко, О. (2026). Інтегрована модель факторного відбору та категоріальної регресії для прогнозування рівня ризику імплантації діагностично-терапевтичних пристроїв при патології шлунково-стравохідного з'єднання *Вісник Київського національного університету імені Тараса Шевченка. Фізико-математичні науки*, 82(1), 187–194.
<https://doi.org/10.17721/1812-5409.2026/1.25>

ВИСНОВКИ

У дисертаційній роботі вирішено актуальну науково-прикладну задачу формалізації процесу визначення показань до імплантації діагностичних пристроїв у пацієнтів із патологією шлунково-стравохідного переходу шляхом побудови та порівняння математичних моделей, заснованих на комплексному статистичному аналізі клінічних, ендоскопічних і морфометричних даних. Проведені дослідження дозволили створити багаторівневу систему моделювання, яка зменшує суб'єктивність клінічних рішень, підвищує точність стратифікації ризику та формує стандартизований алгоритм клінічного процесу.

У ході дослідження проаналізовано сучасні уявлення про структурні, функціональні та запальні порушення шлунково-стравохідного переходу, що визначають показання до імплантації. Систематизація літературних даних та клінічних спостережень дала змогу виділити групу ключових параметрів, придатних до математичного опису. Показано, що клінічні, ендоскопічні та морфометричні показники утворюють багатофакторну структуру, яку неможливо адекватно інтерпретувати без залучення формальних методів статистики та машинного навчання.

Статистичний аналіз, представлений у розділі 2, дав змогу встановити наявність достовірних відмінностей між групами пацієнтів щодо глибини пролабування, ступеня ерозивних змін, морфометрії діафрагмального отвору та клінічної вираженості рефлюкс-симптоматики. Застосування кореляційного та кластерного виявило закономірності у структурі даних і підтвердило їх гетерогенність. Це стало методологічним фундаментом для побудови моделей прогнозування у подальших розділах.

У розділі 3.1 побудовано логістичну регресійну модель, яка забезпечила інтерпретоване прогнозування ймовірності імплантації на основі ключових клінічних показників. Модель продемонструвала високі показники точності та достовірності коефіцієнтів і може бути використана як пояснювальний інструмент для клініциста.

У розділі 3.2 застосовано факторний аналіз, що дозволив виокремити латентні структурні, запальні та функціональні фактори, які пояснюють більшу частину варіації

у вибірці. На їх основі побудовано модель категоріальної регресії, що забезпечила багаторівневу класифікацію ризику та зберегла клінічну інтерпретованість, при цьому підвищивши стійкість моделювання за рахунок зменшення шуму у вихідних даних.

У розділі 3.3 розроблено модель нейронної мережі прямого поширення, яка продемонструвала найвищі показники точності прогнозування та здатність уловлювати складні нелінійні взаємодії між змінними. Модель пройшла валідацію методами перехресної перевірки та бутстреп-оцінювання, що підтвердило її відтворюваність. Разом із тим, її впровадження потребує ретельного налаштування, контролю нормалізації даних та технічної підтримки.

Комплексне порівняння моделей показало, що кожна з них має свою оптимальну область застосування: логістична регресія є найдоцільнішою для первинної оцінки показань, категоріальна регресія – для багаторівневої стратифікації ризику, а нейронна мережа – для автоматизованого розпізнавання складних клінічних ситуацій. Поєднання цих моделей у єдиному алгоритмі дозволило розробити інтегровану систему прийняття рішень, яка враховує точність, інтерпретованість, оперативність та технічні можливості реальної клінічної практики.

Фінальним результатом роботи є створення алгоритму клінічного прийняття рішень, який може бути інтегрований у медичну інформаційну систему або використовуватися автономно як інструмент підтримки лікаря. Він забезпечує підвищення точності, відтворюваності та прозорості процесу визначення показань до імплантації, зменшує варіабельність клінічних рішень та оптимізує маршрутизацію пацієнтів.

Отже, поставлена мета дослідження досягнута повністю, а всі завдання виконані. Результати мають як наукове значення – у вигляді розроблення нової багаторівневої моделі прогнозування, – так і безпосередню практичну цінність, оскільки сприяють стандартизації та підвищенню якості лікувально-діагностичного процесу при патології шлунково-стравохідного переходу.